Analyse économique

Documents de recherche

Intégration et cointégration : les prix dans les secteurs canadien et américain de la fabrication obéissent-ils à la « loi du prix unique »?

par André Bernard, Paul Warren et Beiling Yan

N° 029

Statistics Canada Statistique Canada

Canada

SÉRIE DE DOCUMENTS DE RECHERCHE SUR L'ANALYSE ÉCONOMIQUE

La série de documents de recherche sur l'analyse économique permet de faire connaître les travaux de recherche effectués par le personnel du Secteur des études analytiques et des comptes nationaux, les boursiers invités et les universitaires associés. La série de documents de recherche a pour but de favoriser la discussion sur un éventail de sujets tels que les répercussions de la nouvelle économie, les questions de productivité, la rentabilité des entreprises, l'utilisation de la technologie, l'incidence du financement sur la croissance des entreprises, les fonctions de dépréciation, l'utilisation de comptes satellites, les taux d'épargne, le crédit-bail, la dynamique des entreprises, les estimations hédoniques, les tendances en matière de diversification et en matière d'investissements, les différences liées au rendement des petites et des grandes entreprises ou des entreprises nationales et multinationales ainsi que les estimations relatives à la parité du pouvoir d'achat. Les lecteurs de la série sont encouragés à communiquer avec les auteurs pour leur faire part de leurs commentaires, critiques et suggestions.

Les documents sont diffusés principalement au moyen d'Internet. Ils peuvent être téléchargés gratuitement sur Internet, à www.statcan.ca. Les documents faisant partie de la série sont diffusés dans les bureaux régionaux de Statistique Canada et aux coordonnateurs statistiques provinciaux.

Tous les documents de recherche de la Série d'analyse économique, passent à travers un processus d'évaluation des pairs et institutionnel, afin de s'assurer de leur conformité au mandat confié par le gouvernement à Statistique Canada en tant qu'agence statistique et de leur pleine adhésion à des normes de bonne pratique professionnelle, partagées par la majorité.

Les documents de cette série comprennent souvent des résultats issus d'analyses statistiques multivariées ou d'autres techniques statistiques. Il faut l'admettre, les conclusions de ces analyses sont sujettes à des incertitudes dans les estimations énoncées.

Le niveau d'incertitude dépendra de plusieurs facteurs : de la nature de la forme fonctionnelle de l'analyse multivariée utilisée; de la technique économétrique employée, de la pertinence des hypothèses statistiques sous-jacentes au modèle ou à la technique; de la représentativité des variables prises en compte dans l'analyse; et de la précision des données employées. Le processus de la revue des pairs vise à garantir que les articles dans les séries correspondent aux normes établies afin de minimiser les problèmes dans chacun de ces domaines.

Comité de révision des publications
Direction des études analytiques, Statistique Canada
18e étage, Immeuble R.-H. Coats
Ottawa, Ontario, K1A 0T6
(613) 951-1804

105-03055/

Intégration et cointégration : les prix dans les secteurs canadien et américain de la fabrication obéissent-ils à la « loi du prix unique »?

par
André Bernard*, Paul Warren** et Beiling Yan***

11F0027 N° 029
ISSN : 1703-0412
ISBN : 0-662-79175-4

Division de l'analyse microéconomique
18e étage, Immeuble R.H. Coats
Statistique Canada
Ottawa, K1A 0T6

*(613) 951-4660
Courriel : andre.bernard@statcan.ca

**(613) 951-3999
Courriel : paul.warren@statcan.ca

***(613) 951-1234
Courriel : beiling.yan@statcan.ca

Février 2005

Le nom des auteurs est inscrit selon l'ordre alphabétique.

Ce document reflète les opinions des auteurs uniquement et non celles de Statistique Canada.

Nous remercions John Baldwin pour sa révision du manuscrit, Peter Pedroni pour son aide concernant les programmes informatiques et les membres de la Division de l'analyse microéconomique de leurs commentaires constructifs.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'industrie, 2005

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique, ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Also available in English

Table des matières

Résumé 3

Sommaire 4

1. Introduction 6

2. Cadre fondamental d'analyse 9

3. Méthodes économétriques 12

3.1 Tests de racines unitaires de panel pour les séries individuelles 12
3.2 Tests de cointégration de panel 12
3.3 Correction pour le biais d'échantillon fini au moyen des estimateurs de la méthode d'estimation entièrement modifiée (MCOEM) 13
3.4 Corrélation transversale contemporaine 14

4. Données et analyse empirique préliminaires 14

4.1 Source des données 14
4.2 Analyse préliminaire des données 15

5. Résultats empiriques 17

5.1 Tests de Levin et Lin (LL) et de Im, Pesaran et Shin (IPS) de racines unitaires de panel 18
5.2 Tests de cointégration de panel 18
5.3 Estimations par les méthodes d'estimation entièrement modifiée (MCOEM) et tests de l'hypothèse de la loi de prix unique (LPU) absolue 21
5.4 Effet de l'industrie 26

6. Conclusion 28

Annexe A 30

Annexe B 51

Bibliographie 56

Résumé

La présente étude s'appuie sur une base de données détaillées, au niveau de l'industrie, sur les prix dans le secteur de la fabrication au Canada et aux États-Unis en vue de déterminer si ces prix sont cointégrés dans les deux pays et si la relation entre les deux ensembles de prix obéit à la loi du prix unique. Nous constatons que dans le long terme, les mouvements des prix canadiens agrégés suivent de près, quoiqu'imparfaitement, ceux des prix américains. Par contre, dans le court terme, les divergences par rapport à la loi du prix unique sont importantes. De surcroît, nombre d'industries s'écartent individuellement de cette loi. Ces écarts dépendent du niveau de protection tarifaire et du degré de différenciation des produits au niveau de l'industrie.

Mots-clés : parité de pouvoir d'achat, loi du prix unique, racines unitaires de panel, cointégration de panel, Canada et États-Unis

Classification JEL : E31, F31, L60

Sommaire

Ces quarante dernières années, la libéralisation des échanges a accentué l'intégration économique du Canada et des États-Unis. Un moyen d'évaluer l'effet de cette intégration consiste à déterminer dans quelle mesure des produits identiques se vendent à prix égaux, exprimés dans une même devise, dans les deux pays, donc obéissent à la « loi du prix unique » (LPU).

Le présent document est le second visant à examiner les différences de prix entre le Canada et les États-Unis. Le premier (Yan, 2002), fondé sur l'analyse de données sur les prix des biens dans les deux pays produites par le Programme de la parité de pouvoir d'achat (PPA) de Statistique Canada, avait pour but de déterminer si, à la fin des années 1980 et 1990, les prix au Canada s'approchaient de ceux relevés aux États-Unis après correction pour tenir compte du taux de change. Le présent document s'appuie sur des indices de prix au niveau de l'industrie pour déterminer si l'évolution des prix agrégés par industrie observée au Canada de 1961 à 1996 a été la même que celle des prix américains corrigés pour le taux de change. Chaque source de données a ses points forts et ses points faibles. Les données sur les biens permettent un meilleur appariement des prix, puisque celles au niveau de l'industrie peuvent être plus agrégées. Malheureusement, les données existantes sur les biens ne couvrent pas une aussi longue période que celles sur les prix moyens de l'industrie. Par conséquent, les secondes permettent de procéder à un examen plus complet des tendances de long terme caractérisant les différences de prix entre les deux pays.

Le présent document s'appuie sur des techniques mises au point récemment pour tester des hypothèses de cointégration de panel en vue d'étudier la relation entre les prix au Canada et aux États-Unis des biens produits par 84 industries canadiennes et américaines de 1961 à 1996. Il vise à répondre à quatre questions.

1) Les prix varient-ils simultanément dans les deux pays? Sont-ils cointégrés?
2) Le mouvement est-il si semblable que le niveau moyen des prix dans le secteur de la fabrication obéit à la loi du prix unique dans le court et le long termes?
3) Le comportement est-il le même pour toutes les industries du secteur de la fabrication? Le mouvement des prix canadiens obéit-il à la loi du prix unique dans chaque industrie du secteur de la fabrication?
4) Au niveau de l'industrie, les écarts par rapport à la loi du prix unique dépendent-ils du niveau de protection tarifaire et du degré de différenciation des produits?

Nous dégageons des preuves qu'au niveau agrégé, les prix canadiens et américains ont tendance à évoluer parallèlement dans le long terme, ce qui donne un certain poids à une version « faible » de l'hypothèse de loi du prix unique. Nos conclusions diffèrent légèrement si nous examinons le mouvement des prix sous des régimes de taux de change mixte ou sous le régime de taux de change flottant en vigueur après l'effondrement du système de Bretton-Woods.

Nos résultats n'appuient pas l'hypothèse que les produits manufacturiers se vendent à prix égaux, exprimés dans la même devise, dans les deux pays. Pour le secteur de la fabrication dans son ensemble, nous notons une légère divergence par rapport à la parité de pouvoir d'achat parfaite

dans le long terme. À ce niveau d'agrégation, nous observons des effets de court terme importants qui correspondent aux fluctuations du taux de change.

Au niveau de l'industrie, les écarts par rapport à la loi du prix unique sont considérables, même dans le long terme. Nous examinons brièvement la mesure dans laquelle la relation de long terme varie en fonction des caractéristiques de l'industrie et constatons que la corrélation entre les prix pratiqués au Canada et aux États-Unis est forte pour les industries où les tarifs douaniers sont faibles et où le degré de substituabilité des produits est important.

1. Introduction

Ces quarante dernières années, la libéralisation des échanges a accentué l'intégration économique du Canada et des États-Unis. Un moyen d'évaluer l'effet de cette intégration consiste à déterminer dans quelle mesure des produits identiques se vendent à prix égaux, exprimés dans la même devise, dans les deux pays, donc obéissent à la « loi du prix unique » (LPU).

La présente étude porte sur la relation de long terme entre les prix de production au Canada et aux États-Unis. Selon la version « absolue » de la loi du prix unique, des produits identiques devraient avoir le même prix de vente, exprimé en une devise commune, dans les deux pays. Cette hypothèse importante sous-tend nombre de modèles théoriques en économie internationale, notamment le modèle monétariste d'économie ouverte des années 1960 et 1970. De surcroît, la mesure dans laquelle les marchés obéissent à cette loi (ou la violent) peut être considérée comme un indice du degré d'intégration de ces marchés.

La présente étude vise à tester l'hypothèse selon laquelle les marchés canadien et américain obéissent à la loi du prix unique en se servant d'indices détaillés des prix de production couvrant 84 industries manufacturières de 1961 à 1996. Pour les bureaux de la statistique, la question est d'une importance pratique considérable. Si la loi du prix unique est vérifiée, les analystes peuvent justifier l'utilisation de taux de change nominaux simples pour effectuer des comparaisons internationales d'agrégats économiques comme le PIB. Cependant, selon la fréquence, le degré et la persistance des infractions à la loi du prix unique et à la parité de pouvoir d'achat, une telle pratique pourrait introduire d'importants biais dans les mesures. De tels biais fausseraient, entre autres, les comparaisons de productivité entre deux pays qui déflatent les variations de la production nominale par des indices de prix pour calculer les variations du PIB réel.

Notre principal objectif est de déterminer comment les prix canadiens réagissent aux prix américains exprimés en dollars canadiens (autrement dit, corrigés pour le taux de change). Le fait que les prix canadiens ne suivent pas entièrement le mouvement des prix américains pourrait tenir à la puissance du marché qui permet aux entreprises de pratiquer la discrimination des prix. Si elles sont libres de choisir la mesure dans laquelle elles s'adaptent à la concurrence étrangère, elles pourront réagir différemment selon le choc qui modifie le prix des biens américains au débarquement au Canada.

Les prix au débarquement peuvent varier si les prix américains exprimés en dollars américains changent ou si le taux de change fluctue. Les entreprises canadiennes peuvent opter de réagir différemment à chaque situation, si elles estiment que, dans le long terme, les tendances seront fort différentes. Les variations des prix américains reflètent probablement les tendances de long terme des coûts et de la productivité. Par contre, les fluctuations du taux de change pourraient être cycliques, si bien que les entreprises canadiennes s'attendront à ce que les changements se renversent d'eux-même. S'il en est ainsi, les prix canadiens pourraient évoluer différemment selon la situation. Les personnes qui établissent les prix au Canada pourraient estimer que les variations des prix américains ont tendance à être permanentes et ajuster plus complètement leurs prix, mais considérer que les mouvements du taux de change sont plus temporaires et adapter lentement leurs prix à ces changements.

Nous présentons deux ensembles d'estimations de la relation entre les prix canadiens et américains qui tiennent compte de ces réponses différentes. Le premier ensemble vise simplement à déterminer comment les prix canadiens réagissent aux prix américains exprimés en dollars canadiens. Pour l'obtenir, nous estimons cette relation au moyen d'un modèle n'incluant pas de variable temporelle nominale. Le deuxième ensemble est fondé sur les prix américains exprimés en dollars canadiens, c'est-à-dire épurés de l'effet du taux de change, et tient donc uniquement compte de la variation des prix américains exprimés en dollars américains. Nous obtenons ce deuxième ensemble d'estimations en adoptant une approche « avec variables temporelles nominales », conçue pour tenir compte des effets fixes constants selon l'industrie et variables selon la période.

Notre test de loi du prix unique est fondé sur plusieurs hypothèses (notamment que les biens sont identiques, que les transactions ne coûtent rien et que l'arbitrage entre biens est parfait) qui, à première vue, pourraient sembler contraignantes. Cependant, si ces hypothèses peuvent être satisfaites (approximativement), nous pourrions nous attendre à ce que ce soit dans le cas des biens et services échangés entre le Canada et les États-Unis, étant donné la proximité physique et culturelle des deux pays et la frontière relativement ouverte qui les sépare. En outre, le fait que les « prix » canadiens et américains utilisés dans le présent document sont des indices de prix *à la production* pourrait nous faire supposer que le test présenté a plus de chances de produire de bons résultats que l'utilisation des prix à la consommation. Les indices des prix à la production sont exempts de bon nombre d'imperfections présentes dans les indices des prix à la consommation utilisés habituellement. Ceux-ci contiennent d'importants éléments non échangeables, comme le loyer, les coûts locaux d'expédition, les apports locaux de main-d'œuvre, les assurances, les diverses taxes, ainsi que les marges bénéficiaires de gros et de détail. En revanche, l'utilisation d'indices de prix au niveau de l'industrie pourrait correspondre à un niveau plus élevé d'agrégation et entraîner une perte de précision pour cette dimension.

Nous tenons à souligner qu'il existe une différence importante entre la loi du prix unique (LPU) et la condition mieux connue de parité de pouvoir d'achat (PPA). On postule que, dans le cas de la LPU, la relation d'arbitrage est vérifiée pour les prix des biens et services individuels, mais on dit que la parité de pouvoir d'achat (absolue) entre les deux pays est vérifiée si la loi du prix unique est vérifiée pour *tous* les biens et services (voir Knetter et Goldberg, 1997, p. 1 246).

Les nombreuses études empiriques publiées jusqu'à présent (voir plus loin) s'appuient en grande partie sur des indices de prix agrégés pour vérifier l'hypothèse de parité de pouvoir d'achat (PPA) plutôt que sur des données désagrégées sur les prix pour vérifier l'hypothèse de la loi du prix unique (LPU). Toutefois, l'utilisation d'indices agrégés a tendance à mener au rejet de l'hypothèse de LPU (absolue), même si celle-ci est vérifiée (par paire) pour des produits identiques, puisque l'égalité stricte des niveaux agrégés de prix entre les pays exigerait qu'on obtienne ces prix en utilisant un panier de biens et de services commun pour lequel la pondération par les dépenses est identique. Étant donné les différences de profil de consommation et de qualité des produits entre les pays, il est impossible de savoir si les mouvements agrégés des prix (exprimés en une même devise) entre deux pays sont dus à la variation des profils de consommation et de la qualité des produits ou aux mouvements des prix des produits individuels. Même si les produits et la pondération par les dépenses concordent, il peut être trompeur d'utiliser des prix agrégés pour conclure à l'existence de toute relation

d'arbitrage[1]. Cette situation est celle qui nous motive à examiner l'hypothèse de LPU au moyen de données désagrégées au niveau de l'industrie.

Au cours des deux dernières décennies, l'opinion des économistes internationaux au sujet de la loi du prix unique et de la parité de pouvoir d'achat a évolué. Les premières études (réalisées avant le milieu des années 1980) ne fournissent généralement pas de preuve convaincante d'une PPA durant la période de taux de change flottant d'après 1973. Plus récemment, des réserves quant à la puissance des tests statistiques dans le cas de petits échantillons ont poussé les chercheurs à vérifier l'hypothèse de parité de pouvoir d'achat au moyen de séries temporelles plus longues et de données de panel couvrant les divers pays. En général, ces résultats font penser qu'il existe une convergence de long terme vers la parité de pouvoir d'achat caractérisée par une vitesse lente d'ajustement au point de demi-vie de trois à cinq ans[2]. Froot et Rogoff (1995) et Rogoff (1996) présentent une revue de la littérature.

Comparativement à la foule d'études fondées sur la méthode agrégée (c.-à-d. PPA), les analyses axées sur l'hypothèse de la loi du prix unique (LPU) sont assez rares. Isard (1977), Richardson (1978) et Giovannini (1988) examinent la taille et la variabilité des écarts par rapport à la LPU dans le court terme. Dans l'ensemble, ils concluent que ces écarts ont tendance à être importants et que leur variabilité reflète les fluctuations du taux de change nominal. Toutefois, ils ne vérifient pas formellement si la corrélation entre les écarts par rapport à la LPU et les fluctuations du taux de change nominal a tendance à disparaître avec le temps, c'est-à-dire s'il y a convergence vers la LPU dans le long terme.

Des travaux plus récents, comme ceux de Wei et Parsley (1995) et de Rogers et Jenkins (1995), s'appuient sur des méthodes économétriques mises au point récemment (typiquement le test de Dickey-Fuller augmenté ou DFA) pour tester la validité de la loi du prix unique dans le long terme[3]. Dans l'ensemble, ils observent une convergence vers la LPU pour les biens hautement échangeables. L'une des limites de ces études est qu'habituellement leurs auteurs testent la version absolue de la LPU décrite au début du présent document. Toutefois, comme l'ont reconnu de nombreux chercheurs, les hypothèses de « biens identiques », de « transactions ne coûtant rien » et d'« arbitrage parfait entre les biens » qui sous-tendent cette version de la LPU sont contraignantes. Dans la mesure où elles *ne sont pas* vérifiées en pratique, il est peu probable qu'une égalisation complète des prix ait lieu. D'aucuns ont proposé un modèle plus faible (appelé modèle de la LPU relative) selon lequel les prix intérieurs et étrangers (exprimés dans la même devise) varient proportionnellement dans le long terme. Un troisième modèle, encore plus faible, maintient la notion de comouvement, mais relâche l'hypothèse de proportionnalité. Le relâchement de l'hypothèse de LPU absolue permet aussi que la relation entre les prix intérieurs et étrangers varie selon l'industrie.

Les améliorations récentes de la méthodologie des tests de racines unitaires de panel et de cointégration de panel permettent de vérifier et de tester ces diverses variantes de la LPU. Grâce

---

1. Pour plus de précisions, voir Yan (2002).
2. Autrement dit, il faut de trois à cinq ans environ pour que 50 % de l'écart par rapport à la PPA disparaisse.
3. Wei et Parsley décrivent leurs travaux comme étant un examen de la parité de pouvoir d'achat plutôt que de la loi du prix unique, mais utilisent des données relativement désagrégées.

aux techniques mises au point par Pedroni (1995, 1997, 1999), nous pouvons tester une version faible de la LPU (c.-à-d. l'hypothèse que les prix canadiens et américains évoluent parallèlement à l'équilibre de long terme — autrement dit, voir s'il existe ce qu'on appelle une relation de cointégration) sans imposer la condition que les prix (exprimés dans une devise commune) soient exactement les mêmes (comme dans le cas de la LPU *absolue*) ni même que leurs comouvements satisfassent la condition de proportionnalité (comme dans la LPU *relative*). Néanmoins, il est possible de tester explicitement ce genre de contraintes.

Le reste du document est présenté comme suit. À la section 2, nous décrivons l'hypothèse de la loi du prix unique. À la section 3, nous présentons les méthodes économétriques utilisées. À la section 4, nous décrivons les données utilisées et en donnons une analyse préliminaire. À la section 5, nous présentons les résultats empiriques. Enfin, à la section 6, nous résumons les résultats et tirons les conclusions.

2. *Cadre fondamental d'analyse*

La loi du prix unique absolue peut s'écrire sous la forme

$$P_{it}^{C} = E_t P_{it}^{US} \qquad (1)$$

où P_{it}^{C} et P_{it}^{US} représentent les prix en dollars canadiens et en dollars américains du i^e produit au temps t, et E_t représente le taux de change nominal, défini comme étant la valeur du dollar canadien exprimée en dollars américains.

Étant donné les hypothèses qui sous-tendent cette LPU (absolue)[4], nombre d'auteurs ont travaillé avec la version « relative » moins contraignante de l'équation (1). Cette version reconnaît que les prix intérieurs et étrangers d'un produit donné peuvent (s'ils sont exprimés dans la même devise) varier ensemble à l'équilibre, sans toutefois imposer la contrainte que ces mouvements soient exactement égaux. La version « relative » de l'équation (1) permet aussi de tenir compte du fait qu'en réalité, la plupart des données sur les prix sont disponibles sous forme d'indices établis par rapport à une année de base plutôt que sous forme de niveaux[5]. La loi du prix unique relative peut s'écrire sous la forme

$$P_{it}^{C} = \left[\alpha_{i0}(P_{i0}^{US} / P_{i0}^{C})\right] E_t P_{it}^{US} \qquad (2)$$

---

4. Arbitrage parfait entre les produits, transactions ne coûtant rien et substituabilité parfaite des produits intérieurs et étrangers.

5. Pedroni (2001) fait la distinction entre les conditions d'arbitrage « fortes » et « faibles » (qui peuvent être des conditions de PPA ou de LPU). Cette distinction semble être utile dans le contexte des études de panels. Dans ce contexte, l'adjectif « fortes » a tendance à s'appliquer à des situations dans lesquelles les coefficients estimés des régressions de cointégration individuelles sont tous identiquement égaux à 1. En revanche, l'adjectif « faibles » s'applique à des situations dans lesquelles il y a cointégration (autrement dit il existe une relation), mais où les coefficients qui mesurent la force de la relation sont hétérogènes.

où $\alpha_{i0}(\cdot)$ est un facteur d'échelle résultant de la violation d'au moins certaines hypothèses qui sous-tendent la LPU absolue. P_{it}^{C} et P_{it}^{US} sont les valeurs des indices de prix canadiens et américains durant l'année t comparativement aux prix P_{i0}^{US} et P_{i0}^{C} pour une année de base donnée, respectivement.

Aux fins des tests empiriques, nous pouvons écrire l'équation (2) sous la forme logarithmique qui suit :

$$\ln P_{it}^{C} = \alpha_i + \beta_i \ln(E_t P_{it}^{US}) + \nu_{it} \qquad (3)$$

où $\alpha_i = \left[\alpha_{i0}(P_{i0}^{US} / P_{i0}^{C})\right]$ est une constante dans le temps et ν_{it} est un terme d'erreur reflétant l'écart par rapport à la relation de long terme. La LPU absolue, qui devrait être vérifiée sous des conditions de substituabilité parfaite des produits et d'intégration parfaite des marchés, concorde avec les contraintes $\alpha_i = 0$ et $\beta_i = 1$. Il convient de souligner que le coefficient β est marqué de l'indice i représentant l'industrie qui permet de tenir compte de l'hétérogénéité des relations cointégrantes de long terme entre industries. Ce genre d'hétérogénéité est probable, puisque le degré de substituabilité des produits intérieurs et étrangers et d'intégration des marchés des produits diffère selon l'industrie.

Il est important de reconnaître qu'une contrainte importante visant le coefficient est intégrée dans l'équation (3). Pour l'illustrer, notons que nous pouvons réécrire cette équation sous la forme

$$\ln P_{it}^{C} = \alpha_i + \beta_{iE} \ln E_t + \beta_{iP} \ln P_{it}^{US} + \nu_{it} \qquad (4)$$

et que la version contenue dans l'équation (3), que nous estimerons, impose la contrainte $\beta_{iE} = \beta_{iP} = \beta_i$. Une telle contrainte englobe l'hypothèse qu'une augmentation d'un ordre de grandeur donné des prix américains dans la i^e industrie aura la même influence sur les prix canadiens dans cette industrie qu'une augmentation du même ordre de grandeur du taux de change nominal.

Du point de vue heuristique, le recours à la méthode de *cointégration* pour tester l'existence d'une relation de long terme (c.-à-d. à l'équilibre) est fondé sur la notion que, s'il existe une relation d'équilibre entre les membres d'un ensemble de variables individuellement non stationnaires, les résidus calculés en imposant cette relation d'équilibre aux données seront stationnaires[6]. Il est possible d'élaborer une méthode en vue de paramétriser et de tester une relation d'équilibre fondée sur cette notion. Une procédure de ce genre pourrait consister à tester une hypothèse nulle de non-stationnarité pour chaque variable prise individuellement, puis, à moins que le test ne mène au rejet de l'hypothèse nulle, à déterminer s'il est possible d'établir une relation entre ces variables, de sorte que les résidus provenant de cette relation soient stationnaires. De façon très générale, il s'agit de la méthode adoptée dans le présent document.

---

6. Strictement parlant, cet énoncé n'est vrai que si les séries individuelles sont des intégrées d'ordre 1 — ou « I(1) » — ce qui revient à dire que l'*équation différencielle de premier ordre* est elle-même une série stationnaire.

Dans ce cadre d'analyse, nous pouvons suivre deux approches fondamentales pour tester l'hypothèse de la LPU dans le long terme. Notons que l'équation (3) peut aussi être exprimée sous la forme

$$q_{it} = \gamma X' = \alpha_i + v_{it} \qquad (5)$$

où X' est un vecteur de variables $\left(\ln P_{it}^{C}, \ln E_t P_{it}^{US}\right)$, γ est un vecteur des coefficients $\left(1, \beta_i\right)$ et leur produit, $q_{it} = \ln P_{it}^{C} - \beta_i \ln E_t P_{it}^{US}$, mesure la différence entre les prix américains et canadiens du bien de la i^e industrie au temps t[7]. S'il existe une relation d'équilibre de long terme entre les prix comparatifs canadiens et américains $\left(\ln P_{it}^{C}, \ln E_t P_{it}^{US}\right)$, alors il devrait être possible, malgré la non-stationnarité de P_{it}^{C} et de $E_t P_{it}^{US}$, de trouver des valeurs de β_i telles que q_{it} fluctue autour d'une constante α_i. Autrement dit, il devrait exister des valeurs de β_i telles que q_{it} est stationnaire et que les chocs associés aux réalisations du terme de perturbation v_{it} ne génèrent que des écarts temporaires par rapport à α_i.

Une méthode de vérification de l'hypothèse de cointégration consiste à imposer simplement la contrainte que $\beta_i = 1$, comme le suggère la LPU et de vérifier si $q_{it} = \ln P_{it}^{C} - \ln E_t P_{it}^{US}$ est stationnaire. Il s'agit de l'approche utilisée le plus fréquemment, qu'on analyse des séries temporelles ou des données de panel regroupées.

Une faiblesse de cette approche tient au fait que la condition imposée $\beta_i = 1$ peut être trop contraignante. Pour essayer de résoudre ce problème, un certain nombre d'auteurs ont réalisé des investigations en maintenant l'hypothèse que $\beta_1 = \beta_2 = \ldots \beta_N$ sans imposer la contrainte que la valeur commune est l'unité. La méthode de cointégration et d'estimation de panel adoptée dans le présent document est encore moins contraignante. Élaborée récemment par Pedroni (1997, 1999), elle permet de tenir compte de l'hétérogénéité des coefficients β_i. Donc, elle combine les avantages de l'approche par panel favorisée récemment par nombre d'auteurs (parce qu'elle est exempte des déficiences de niveau et de puissance associées à l'analyse d'autres types de données), tout en permettant une hétérogénéité importante entre industries.

En utilisant la nouvelle technique économétrique, nous examinons les questions suivantes. Premièrement, nous déterminons s'il existe une relation cointégrante dans le long terme entre les prix canadiens et les prix américains, autrement dit, nous testons l'hypothèse qu'ils sont cointégrés. Deuxièmement, à l'aide des facteurs de cointégration estimés β_i, nous testons la validité de la LPU (c.-à-d. $\beta_i = 1$). Troisièmement, nous cherchons à déterminer si les relations de long terme (β_i) varient selon les caractéristiques de l'industrie, comme le degré de différenciation des produits ou d'intégration des marchés.

---

7. q_{it} peut aussi être considéré comme un taux de change réel *propre au secteur*.

À la section suivante, nous décrivons brièvement les méthodes économétriques utilisées, particulièrement les techniques de cointégration de panel et d'estimation de panel élaborées par Pedroni, et montrons comment elles sont appliquées dans le présent document.

3. *Méthodes économétriques*

3.1 Tests de racines unitaires de panel pour les séries individuelles

Avant d'examiner les hypothèses qui nous intéressent et de tester l'hypothèse de cointégration, nous devons déterminer si chaque série prise individuellement — $\ln P_{it}^{C}$ et $\ln(E_t P_{it}^{US})$ — est stationnaire. Pour cela, nous utilisons les tests de racines unitaires de panel mis au point par Levin et Lin (1993) et par Im, Pesaran et Shin (1997). Nous les appelons test LL et test IPS, respectivement.

Considérons la régression suivante :

$$\Delta x_{it} = \gamma_{0i} + \gamma_{1i} t + \delta_i x_{it-1} + \sum_K \Delta x_{it-k} + \varepsilon_{it} \qquad t = 1 \ldots T \quad \text{et} \quad i = 1 \ldots N$$

où t reflète la tendance temporelle et Δx_{it-k} représente les termes de différence première retardée inclus pour tenir compte de l'effet de la corrélation sérielle du terme d'erreur ε_{it}. Aussi bien pour le test LL que pour le test IPS, l'hypothèse nulle est que chaque série temporelle x suit un processus non stationnaire à racine unitaire (H_0: $\delta_i = \delta = 0 \quad \forall \quad i = 1, \ldots, N$). La différence tient à l'hypothèse alternative. Le test IPS tient compte d'un processus d'ajustement dynamique hétérogène (c.-à-d. H_A: $\delta_i < 0 \; \forall \; i = 1, \ldots, N$), tandis que le test LL impose que la dynamique soit la même dans tous les secteurs (H_A: $\delta_i = \delta < 0 \quad \forall \quad i = 1, \ldots, N$). Les statistiques t LL et IPS standardisées convergent vers la loi normale standard $N(0,1)$ sous l'hypothèse nulle.

3.2 Tests de cointégration de panel

Examinons maintenant les tests de panel de Pedroni. Dans une série d'articles, Pedroni (1995, 1997, 1999) propose un ensemble de statistiques pour tester l'hypothèse nulle d'absence de cointégration dans des conditions de panel. Ces tests sont comparables aux tests de racines unitaires décrits plus haut. Essentiellement, ils peuvent être décrits comme des tests de racines unitaires en panel sur les résidus estimés de la régression (de cointégration) hypothétique.

Pedroni construit sept statistiques de test de cointégration de panel en se servant des résidus de la régression de cointégration et de divers estimateurs du paramètre de perturbation (la variance additionnelle de long terme particulière au membre pour les résidus) comme termes de rajustement.

Ces sept statistiques peuvent être réparties de façon très générale en deux catégories qui se distinguent par l'hypothèse alternative (H_A) employée dans les tests pour lesquels elle est

conçue. La première catégorie comprend les statistiques dites « intra-dimension », tandis que la seconde comprend les statistiques dites « inter-dimensions ». Pour les deux catégories, l'hypothèse nulle est que, pour chaque membre du panel, les variables ne sont pas cointégrées (c.-à-d., $H_0: \delta_i = \delta = 0 \quad \forall \quad i = 1,\ldots,N$, où δ_i est le coefficient autorégressif des résidus estimés à partir de la régression de première étape).

L'hypothèse alternative dépend de la catégorie à laquelle appartient la statistique. Pour les statistiques intra-dimension, cette hypothèse est que, pour chaque membre du panel, il existe un coefficient autorégressif unique et identique (c.-à-d., $H_A: \delta_i = \delta < 0 \; \forall \, i = 1,\ldots,N$). Par contre, pour les statistiques inter-dimensions, l'hypothèse alternative tient compte de l'hétérogénéité des coefficients autorégressifs des membres particuliers du panel (c.-à-d. $H_A: \delta_i < 0 \; \forall \, i = 1,\ldots,N$). Donc, à l'instar des statistiques de test IPS mentionnées plus haut, les statistiques inter-dimensions ne présument pas l'existence d'une valeur commune sous l'hypothèse alternative et permettent donc un ajustement dynamique hétérogène entre secteurs.

Des sept statistiques élaborées par Pedroni, quatre sont de type intra-dimension et les trois autres, de type inter-dimensions. Les quatre statistiques intra-dimension sont la statistique v de panel, la statistique ρ PP de panel, la statistique t PP de panel et la statistique t DFA de panel. Les trois statistiques inter-dimensions sont la statistique ρ PP de groupe, la statistique t PP de groupe et la statistique t DFA de groupe.

La distribution des sept statistiques standardisées converge asymptotiquement vers la loi normale standard. Chacune des sept statistiques de test, sauf la statistique v de panel, diverge vers l'infini négatif sous l'hypothèse alternative, ce qui signifie que des valeurs très négatives mènent au rejet de l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Par contre, la statistique v de panel diverge vers l'infini positif sous l'hypothèse alternative, si bien que des valeurs fortement positives mènent au rejet de l'hypothèse nulle d'absence de cointégration.

3.3 Correction pour le biais d'échantillon fini au moyen des estimateurs de la méthode d'estimation entièrement modifiée (MCOEM)

Park et Phillips (1988), Phillips et Durlauf (1986) et d'autres ont soutenu que les propriétés des estimateurs de vecteurs cointégrants fondés sur des régressions statiques (tel que l'équation 3) sont compromises par l'existence de biais de « deuxième ordre » résultant de l'endogénéité des variables indépendantes et (ou) de la corrélation sérielle et de l'hétéroscédasticité des termes d'erreur. La méthode des MCO entièrement modifiés proposée par Phillips et Hansen (1990) vise à corriger ces biais.

Pedroni (2001) étend les MCOEM de Phillips et Hansen aux panels hétérogènes où les coefficients ainsi que la valeur de la corrélation sérielle dynamique peuvent varier selon le membre du panel. Il propose trois estimateurs de la MCOEM de panel différents, à savoir résiduel-EM, corrigé-EM et groupe-EM. Les deux premiers sont des estimateurs *intra*-dimension, tandis que le troisième est un estimateur *inter*-dimension.

Selon Pedroni, l'estimateur de la MCOEM de groupe a des avantages par rapport aux estimateurs intra-dimension. Plus précisément, il permet de considérer des vecteurs cointégrants hétérogènes, alors que les estimateurs intra-dimension exigent que le vecteur cointégrant soit le même sous l'hypothèse alternative. En outre, Pedroni (2000) montre que, si la taille de l'échantillon est plus petite, l'estimateur inter-dimension présente des distorsions nettement moins importantes que les estimateurs intra-dimension. Dans l'analyse qui suit, nous utilisons l'estimateur de la MCOEM de groupe pour tester l'hypothèse de la loi du prix unique (LPU). Le coefficient d'intérêt dans le test d'hypothèse est β_i de l'équation (3).

3.4 Corrélation transversale contemporaine

Toutes les approches susmentionnées, y compris le test LL, le test IPS, le test de cointégration de panel de Pedroni et l'estimation de la MCOEM de groupe, exigent que les résidus, ou erreurs aléatoires, soient indépendants d'un membre à l'autre du panel pour une période donnée. L'hypothèse d'indépendance transversale contemporaine est vraisemblablement violée, puisque des facteurs comme l'inflation à l'échelle de l'économie, risquent d'entraîner le comouvement des prix dans les diverses industries. Maddala et Wu (1999) et O'Connell (1998) montrent que l'existence d'une corrélation contemporaine pourrait modifier de façon significative les valeurs critiques des statistiques de test.

Une méthode de contrôle partiel de la dépendance transversale contemporaine utilisée fréquemment consiste à soustraire les moyennes transversales avant de réaliser les tests et de calculer les estimations, ce qui revient à inclure des variables temporelles nominales communes. Nous présentons les résultats avec et sans contrôle des effets de période commune. L'inclusion ou l'exclusion de ce genre d'effet nous permet aussi d'examiner deux hypothèses différentes concernant la relation d'équilibre de long terme entre les prix canadiens et américains. Les coefficients que nous obtenons par les régressions « sans effets fixes de période » fourniront des éclaircissements sur ce qui est essentiellement une hypothèse *composite* concernant les mouvements des prix canadiens en réaction aux mouvements des prix des biens américains exprimés en dollars canadiens (le prix au débarquement). En revanche, les résultats de l'estimation « avec effets fixes de période » refléteront l'influence des mouvements des prix américains évalués en dollars américains, puisque l'inclusion de variables temporelles nominales « expliquera » la variation des données dues aux fluctuations du taux de change nominal.

4. Données et analyse empirique préliminaires

4.1 Source des données

Pour les États-Unis, les données sur les prix sont les déflateurs des prix pour la valeur totale des expéditions tirés de la base de données sur la productivité du NBER-CES, qui couvre 459 industries manufacturières américaines au niveau de classification à quatre chiffres. Les industries américaines sont toutes appariées à 84 industries canadiennes de niveau P (niveau à trois ou à quatre chiffres), au moyen de la classification type des industries créée par Statistique Canada et le U.S Bureau of the Census. Pour le Canada, les données sur les prix sont l'indice implicite des prix de la production brute tirés de la base de données canadiennes sur la productivité KLEMS. Pour les deux pays, les données sur les prix sont disponibles pour la période allant de 1961 à 1996.

4.2 Analyse préliminaire des données

Les figures 1 et 2 représentent les mouvements moyens des prix pour le secteur de la fabrication dans son ensemble. Les mouvements des prix pour chacune des 84 industries figurent à l'annexe A. Deux observations importantes se dégagent des graphiques.

Premièrement, lorsqu'ils sont exprimés en une devise commune, les prix manufacturiers moyens au Canada et aux États-Unis semblent se suivre d'assez près de 1961 à 1996 (voir la figure 1). De la même façon, tel qu'illustré à la figure 2, le rapport des prix relatifs ($P_t^C / E_t P_t^{US}$) fluctue autour d'une moyenne de un, ce qui est conforme à la loi du prix unique. Au niveau des industries manufacturières individuelles, il semble aussi que les prix canadiens et américains sont étroitement associés dans le long terme s'ils sont exprimés dans la même devise, comme le montre la figure 3. Cette dernière comprend une paire de diagrammes de dispersion de la variation annuelle moyenne en pourcentage des 84 prix canadiens et américains (exprimés dans la même devise) de 1961 à 1996 et de 1973 à 1996, respectivement. Regroupées, les données des figures 1 et 3 laissent entendre qu'il existe une certaine corrélation positive entre les mouvements de long terme des prix canadiens et américain[8].

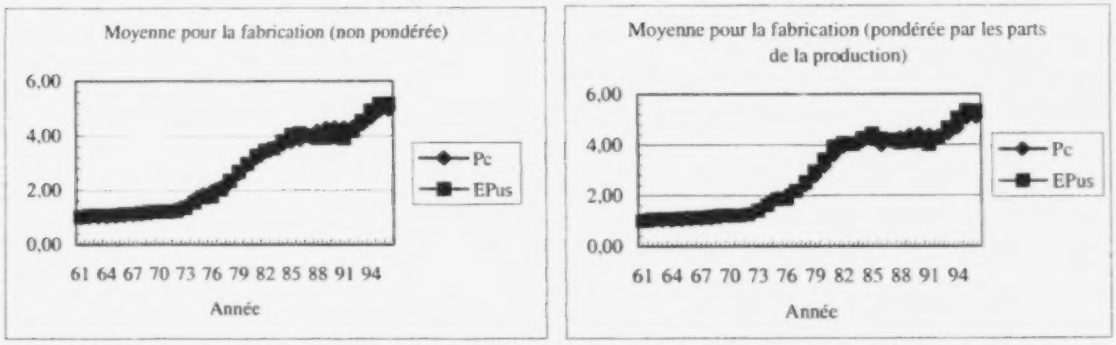
Deuxièmement, à la figure 2, nous observons d'importantes fluctuations du rapport des prix relatifs ($P_t^C / E_t P_t^{US}$) dans le court terme. Ces fluctuations sont fortement corrélées aux mouvements du taux de change nominal, ce qui semble indiquer que la loi du prix unique est violée dans le court terme.

Pour examiner ce point de façon plus approfondie, nous divisons la période complète (1961 à 1996) en cinq sous-périodes correspondant aux cycles d'appréciation et de dépréciation du dollar canadien comparativement au dollar américain. La variation annuelle moyenne en pourcentage du taux de change nominal et du rapport des prix relatifs au cours de ces cinq sous-périodes est présentée au tableau 1. Les variations du rapport sont associées négativement aux fluctuations du taux de change nominal. La plupart des industries affichent la même courbe que celle observée pour les prix moyens dans le secteur de la fabrication. Pour les 84 industries, la corrélation de court terme entre les variations du rapport des prix relatifs et du taux de change nominal est de -0,8. Il semble donc que les prix (P_{it}^C / P_{it}^{US}), exprimés dans la devise du pays, ne sont pas corrigés immédiatement pour tenir compte des variations du taux de change nominal. Par conséquent, la fluctuation des écarts de prix (P_{it}^C / P_{it}^{US}) reflète en grande partie les mouvements du taux de change nominal dans le court terme.

---

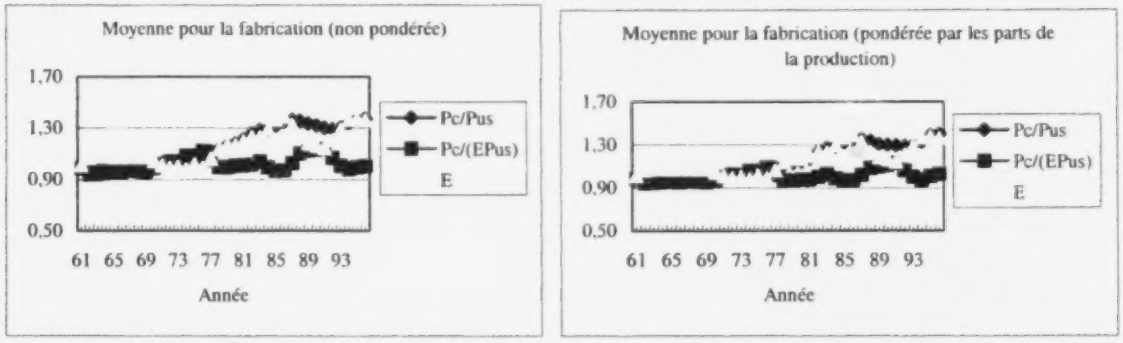
8. En fait, les coefficients de corrélation pour 1961 à 1996 et pour 1973 à 1996 sont égaux à 0,92 et 0,93, respectivement. Nous avons également exécuté une régression simple de la forme $\Delta \ln P_t^C = a + b\Delta \ln EP_t^{US}$ pour les 84 industries manufacturières. Les résultats indiquent que l'association entre les deux variables, telle que reflétée par le coefficient b, est de 0,75 et de 0,72 pour les deux périodes respectivement, valeurs statistiquement significatives au niveau de 1 %.

Figure 1. Graphes des prix canadiens (P^c) et des prix américains corrigés du taux de change (EP^{us}) pour le secteur de la fabrication



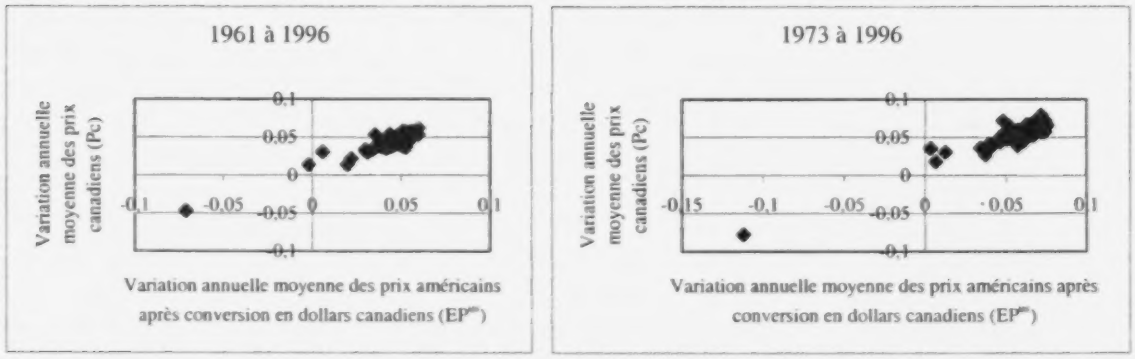
Note : P^c, P^{us} et E représentent le prix en dollars canadiens, le prix en dollars américains et le taux de change nominal (dollar canadien par rapport au dollar américain), respectivement. Prix pour l'année de base 1961=1.

Figure 2. Graphes des prix relatifs dans la devise du pays (P^c/P^{us}), des prix relatifs dans une devise commune (P^c/EP^{us}) et du taux de change nominal (E), pour le secteur de la fabrication



Note : P^c, P^{us} et E représentent le prix en dollars canadiens, le prix en dollars américains et le taux de change nominal (dollar canadien par rapport au dollar américain), respectivement. Prix pour l'année de base 1961=1.

Figure 3. Diagrammes de dispersion des variations annuelles moyennes des prix canadiens (P^c) et des prix américains exprimés dans la même devise (EP^{us}), pour 84 industries manufacturières



Note : La variation annuelle moyenne est égale à l'écart logarithmique entre la dernière et la première année de la décennie divisé par le nombre d'années.

Tableau 1. Volatilité de court terme du taux de change nominal et écart entre les prix pour le secteur de la fabrication

Utilisation des prix manufacturiers moyens non pondérés

Variation annuelle moyenne en pourcentage	1961-1969	1969-1976	1976-1986	1986-1991	1991-1996
Taux de change nominal (E)	0,008	-0,013	0,034	-0,039	0,035
Écart moyen entre les prix manufacturiers exprimés dans la devise du pays (P^c/P^{us})	0,004	0,009	0,020	-0,007	0,010
Écart moyen entre les prix manufacturiers exprimés dans la même devise (P^c/EP^{us})	-0,003	0,022	-0,014	0,031	-0,025

Utilisation des prix manufacturiers moyens pondérés par les parts de la production

Variation annuelle moyenne en pourcentage	1961-1969	1969-1976	1976-1986	1986-1991	1991-1996
Taux de change nominal (E)	0,008	-0,013	0,034	-0,039	0,035
Écart moyen entre les prix manufacturiers exprimés dans la devise du pays (P^c/P^{us})	0,003	0,006	0,023	-0,008	0,015
Écart moyen entre les prix manufacturiers exprimés dans la même devise (P^c/EP^{us})	-0,004	0,019	-0,011	0,030	-0,019

Note : La variation annuelle moyenne pour une période est égale à l'écart logarithmique entre la dernière et la première année de la période divisé par le nombre d'années dans la période. P^c, P^{us} et E représentent le prix en dollars canadiens, le prix en dollars américains et le taux de change nominal (dollar canadien par rapport au dollar américain), respectivement.

À la section qui suit, nous procédons à une analyse économétrique formelle pour préciser la mesure dans laquelle la loi du prix unique est vérifiée dans le long terme.

5. *Résultats empiriques*[9]

L'ordre de présentation des résultats empiriques est le suivant. Premièrement, nous examinons la stationnarité des séries pertinentes au moyen des tests de racines unitaires de panel. Deuxièmement, nous cherchons à déterminer s'il existe une relation de long terme entre les prix canadiens et américains par la technique de cointégration de panel. Troisièmement, nous testons la validité de la loi du prix unique absolue au moyen de l'estimateur de la MCOEM. Enfin, nous déterminons si la relation de long terme varie en fonction des caractéristiques de l'industrie, comme le degré de différenciation des produits et d'intégration des marchés.

9. Les résultats empiriques présentés dans cette section ont été obtenus au moyen du logiciel RATS. Nous sommes très reconnaissants à Peter Pedroni de nous avoir fourni les programmes.

Tableau 2. Tests de racines unitaires de panel sur les séries individuelles

	Sans variables temporelles nominales		Avec variables temporelles nominales	
	$\ln P_{it}^{c}$	$\ln E_t P_{it}^{us}$	$\ln P_{it}^{c}$	$\ln E_t P_{it}^{us}$
Test DFA de Levin et Lin, statistique t	4,500	7,051	2,051	3,237
Test DFA de Im, Pesaran et Shin, statistique t	2,986	8,443	-1,598	1,020

Note : P_{it}^{c}, P_{it}^{u} et E_t représentent le prix en dollars canadiens, le prix en dollars américains et le taux de change nominal (dollar canadien par rapport au dollar américain), respectivement. Les statistiques présentées sont toutes sous forme standardisée et obéissent à la loi normale standard.

5.1 Tests de Levin et Lin (LL) et de Im, Pesaran et Shin (IPS) de racines unitaires de panel

Avant d'appliquer le test de cointégration de panel à l'équation (3), nous déterminons si chaque série étudiée contient une racine unitaire. Les résultats pour les tests LL et IPS de racines unitaires de panel, avec et sans variables temporelles nominales, sont présentés au tableau 2. Toutes les statistiques sont sous forme standardisée et obéissent à la loi normale standard.

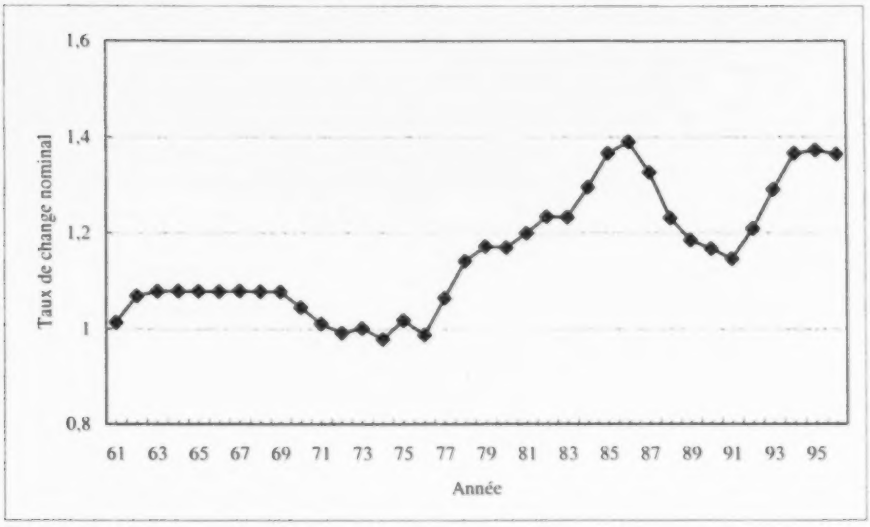
La première colonne du tableau 2 donne les résultats des tests sans variable temporelle nominale commune. Les tests LL et IPS ne mènent ni l'un ni l'autre au rejet de l'hypothèse nulle d'une racine unitaire pour les prix canadiens ($\ln P_{it}^{C}$) et pour les prix américains corrigés du taux de change ($\ln E_t P_{it}^{US}$).

Nous exécutons aussi les tests sur les séries en nous efforçant de neutraliser l'effet de la dépendance transversale grâce à l'inclusion de variables temporelles nominales communes. Ici, les séries $\ln E_t P_{it}^{US}$ sont corrélées transversalement par construction, puisqu'elles contiennent une composante temporelle commune, à savoir le taux de change nominal. Outre cette composante commune, il existe d'autres raisons vraisemblables de penser *a priori* qu'il existe une corrélation transversale des prix, comme le taux global d'inflation. L'inclusion de variables temporelles nominales communes réduit la grandeur des statistiques de test, mais nous ne pouvons toujours par rejeter l'hypothèse nulle d'une racine unitaire. Par conséquent, dans l'ensemble, les séries semblent être non stationnaires. Essayons maintenant de déterminer si elles sont cointégrées.

5.2 Tests de cointégration de panel

Nombre d'études portant sur la parité de pouvoir d'achat laissent entendre qu'il est nettement plus difficile d'observer une parité durant un régime de taux de change flexible. Nous présentons donc les résultats des tests de cointégration de panel pour deux périodes distinctes, c'est-à-dire la période complète (de 1961 à 1996) et la période de taux de change flexible (de 1973 à 1996). Il est, certes, vrai que le Canada et les États-Unis ont adopté un régime de taux de change flottant bien avant l'effondrement du système de Bretton-Woods, mais l'examen des fluctuations du taux de change au fil du temps, tel qu'illustré à la figure 4, montre que le taux est demeuré très stable jusqu'au milieu des années 1970.

Figure 4. Taux de change nominal
(dollar canadien par rapport au dollar américain)



Le tableau 3 contient les résultats des tests de cointégration de panel avec et sans variables temporelles nominales pour l'hypothèse nulle d'absence de cointégration[10]. Le rejet de l'hypothèse nulle indique l'existence d'une relation de long terme (ou de cointégration) entre les prix canadiens et américains. Toutes les statistiques présentées au tableau 3 sont sous forme standardisée et obéissent à la loi normale standard. Comme nous le mentionnons à la section 3.2, il faut, pour rejeter l'hypothèse nulle, que la valeur de la statistique v de panel soit fortement positive et que celle de toutes les autres statistiques soit fortement négative.

Si nous ne corrigeons pas pour les effets de période commune (modèle sans variables temporelles nominales), les sept statistiques de panel donnent lieu au rejet catégorique de l'hypothèse nulle d'absence de cointégration pour la période complète allant de 1961 à 1996 au niveau de signification de 10 % ou mieux. Pour la période de taux de change flexible d'après le système de Bretton-Woods (de 1973 à 1996), nous obtenons des résultats comparables, à cette différence que la valeur de la statistique ρ de groupe n'est pas significative. Dans l'ensemble, ces résultats appuient l'hypothèse de l'existence d'une relation de cointégration d'une forme quelconque entre les prix canadiens et américains.

Examinons maintenant le cas où nous utilisons des variables temporelles nominales pour tenir compte d'un certain degré de dépendance entre les secteurs.

Ces résultats sont également présentés au tableau 3. Dans ces conditions, nous voyons que, pour la période complète allant de 1961 à 1996, les résultats sont comparables à ceux obtenus sans les variables temporelles nominales. Nous devons rejeter l'hypothèse nulle d'absence de cointégration dans le cas des sept statistiques de panel, sauf la statistique ρ de groupe au niveau de signification de 10 % ou mieux, ce qui fait penser que les séries sont cointégrées.

10. Les tendances temporelles ne sont pas incluses.

Tableau 3. Tests de cointégration de panel de ($\ln P_{it}^{c}$) et ($\ln E_t P_{it}^{us}$)

	Sans variables temporelles nominales	Sans variables temporelles nominales (ou élimination de la moyenne transversale)
1961 à 1996		
Statistique v de panel	7,462 *	2,690 *
Statistique ρ PP de panel	-4,400 *	-1,334 *
Statistique t PP de panel	-3,653 *	-1,957 *
Statistique t DFA de panel	-8,781 *	-3,593 *
Statistique ρ PP de groupe	-2,676 *	0,168
Statistique t PP de groupe	-3,644 *	-1,475 *
Statistique t DFA de groupe	-11,075 *	-4,467 *
1973 à 1996		
Statistique v de panel	5,892 *	1,068
Statistique ρ PP de panel	-3,335 *	-1,241
Statistique t PP de panel	-3,738 *	-2,578 *
Statistique t DFA de panel	-7,155 *	-2,131 *
Statistique ρ PP de groupe	-0,011	0,404
Statistique t PP de groupe	-2,449 *	-2,862 *
Statistique t DFA de groupe	-8,433 *	-4,013 *

Note : Fondé sur l'équation (3) : $\ln P_{it}^{c} = \alpha_i + \beta_i \ln(E_t P_{it}^{us}) + e_{it}$, où P_{it}^{c}, P_{it}^{us} et E_t représentent le prix en dollars canadiens, le prix en dollars américains et le taux de change nominal (dollar canadien par rapport au dollar américain), respectivement. Les statistiques présentées sont sous forme standardisée et obéissent à la loi normale. La statistique v de panel diverge vers l'infini positif sous l'hypothèse alternative, si bien que des valeurs fortement positives mènent au rejet de l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Toutes les autres statistiques divergent vers l'infini négatif sous l'hypothèse alternative, ce qui signifie que des valeurs fortement négatives mènent au rejet de l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. L'astérisque (*) indique que la valeur est statistiquement significative au niveau de signification de 10 % ou mieux.

Par contre, pour la période de taux de change flexible (de 1973 à 1996), les résultats sont moins catégoriques, mais néanmoins parlant. Quatre des sept statistiques portent à rejeter l'hypothèse nulle de cointégration pour les modèles contenant des variables temporelles nominales.

Devant ces résultats contradictoires, comment allons-nous évaluer le niveau de soutien (ou d'absence de soutien) pour l'hypothèse de cointégration entre $\ln P_{it}^{C}$ et $\ln E_t P_{it}^{US}$? En premier lieu, nous notons que des 14 tests exécutés sur les données couvrant la période *la plus longue* (1961 à 1996), 13 donnent à penser qu'il faut rejeter l'hypothèse nulle d'« absence de cointégration ». Les valeurs des statistiques de test qui n'appuient pas le rejet de cette hypothèse sont obtenues lorsque le test est réalisé sur les données couvrant la période *plus courte* (1973 à 1996). Ce dernier résultat n'est peut-être pas entièrement inattendu, puisque la raison première pour laquelle nous avons décidé d'utiliser des données de panel pour tester l'hypothèse de parité de pouvoir d'achat est que la puissance des tests fondés sur de courtes séries de données est faible. Compte tenu de ce point et du fait que, selon Pedroni (1997, 2001) si le panel est assez grand, la statistique v de panel a tendance à avoir plus de puissance que les autres statistiques, nous considérons les résultats présentés au tableau 3 comme appuyant de façon générale l'hypothèse de cointégration.

5.3 *Estimations par les méthodes d'estimation entièrement modifiée (MCOEM) et tests de l'hypothèse de la loi de prix unique (LPU) absolue*

Compte tenu de ce que nous considérons comme des preuves à l'appui de l'hypothèse que les prix canadiens et américains obéissent à une certaine forme de relation (cointégrante) de long terme, nous décrivons à la présente section les résultats de nos efforts en vue d'estimer l'ordre de grandeur de cette relation de long terme au moyen de l'estimateur par les MCOEM de Pedroni, en testant la validité de la version relative de la LPU par la même occasion.

Les tableaux 4A et 4B donnent les estimations des vecteurs cointégrants selon l'industrie pour les 84 industries couvertes par nos données, pour les spécifications du modèle avec et sans variables temporelles nominales.

Lors de l'examen de ces résultats, il ne faut pas perdre de vue deux aspects importants de la méthode d'estimation suivie. Premièrement, tel que discuté à la section 2, la notion d'égalité des prix dans différents pays *lorsqu'ils sont estimés en une devise commune* qu'exprime la LPU mène naturellement à une équation d'estimation telle que l'équation (3). Cette équation comprend l'hypothèse implicite qu'une augmentation d'un ordre de grandeur donné des prix américains dans la i^{e} industrie aura sur les prix canadiens dans cette industrie la même incidence qu'une augmentation du même ordre de grandeur du taux de change nominal. Deuxièmement, tel que discuté à la section 3.4, quand nous incluons des variables temporelles nominales (ou, de façon équivalente, quand nous transformons les données en les exprimant en fonction des écarts par rapport aux moyennes de période), nous éliminons des données toute variation imputable à des facteurs qui changent avec le temps mais non selon l'industrie. Le taux de change nominal est essentiellement un facteur de ce type et vraisemblablement un facteur très important dans cette catégorie. Conséquemment, les résultats présentés au tableau 4B seront semblables à ceux que nous obtiendrions en utilisant $\ln(P_{it}^{US})$ au lieu de $\ln(E_t P_{it}^{US})$ comme variable dans le deuxième membre de nos équations de régression.

En exécutant de telles régressions, nous supposons implicitement que le taux de change ne joue aucun rôle dans la relation entre les prix canadiens et américains, autrement dit que la valeur de β_{iE} dans l'équation (4) est nulle. Lors de l'examen de ces résultats, il ne faut pas oublier qu'il s'agit d'une hypothèse qui pourrait être considérée comme assez peu vraisemblable *a priori*. Cependant, elle s'appliquerait probablement si l'arbitrage entre les marchés de biens était négligeable ou que, étant donné les « dépenses à fonds perdus » auxquelles ils doivent faire face, les arbitragistes ne soient pas disposés à réagir aux fluctuations (éventuellement) temporaires du taux de change, mais qu'ils soient prêts à répondre à des écarts entre les prix dus aux mouvements des coûts sous-jacents (p. ex. progrès techniques).

Deux points méritent d'être soulignés en ce qui concerne l'ordre de grandeur de la relation intégrante de long terme.

Tableau 4A. Estimations par les MCOEM et tests de l'hypothèse de LPU absolue (sans variables temporelles nominales)

Code	Nom de l'industrie	β	Statistique t	Code	Nom de l'industrie	β	Statistique t
14	Industries de la volaille, de la viande et de ses produits	1,08	(4,95)*	56	Industrie des produits métalliques d'ornement et d'architecture	0,95	(-1,79)
15	Industrie de la transformation du poisson	1,05	(1,32)	57	Industrie de l'emboutissage, du matriçage et du revêtement de produits en métal	0,85	(-6,80)*
16	Industrie de la préparation des fruits et des légumes	1,03	(1,15)	58	Industrie du fil métallique et de ses produits	0,95	(-2,53)*
17	Industrie laitière	1,35	(7,30)*	59	Industrie des articles de quincaillerie, d'outillage et de coutellerie	1,09	(2,28)*
18	Industrie des aliments pour animaux, du sucre de canne et de betterave et de produits alimentaires divers	1,09	(4,39)*	60	Industrie du matériel de chauffage	1,08	(2,81)*
19	Industrie des huiles végétales (sauf l'huile de maïs)	0,98	(-0,30)	61	Ateliers d'usinage	0,94	(-2,23)*
20	Industrie des biscuits, du pain et autres produits de boulangerie	1,09	(3,88)*	62	Autres industries de la fabrication de produits en métal	0,96	(-1,66)
21	Industrie des boissons gazeuses	1,05	(1,07)	63	Industrie des instruments aratoires	0,83	(-8,32)*
22	Industrie des produits de distillation	1,12	(2,22)*	64	Industrie du matériel commercial de réfrigération et de climatisation	1,07	(1,34)
23	Industrie de la bière	1,57	(6,95)*	65	Autres industries de la machinerie et de l'équipement	0,95	(-2,77)*
24	Industrie du vin	1,00	(0,17)	66	Industrie des aéronefs et des pièces d'aéronefs	1,09	(2,96)*
25	Industries des produits du tabac	0,97	(-0,88)	67	Industrie des véhicules automobiles	1,07	(3,85)*
26	Industries des produits en caoutchouc	0,91	(-3,71)*	68	Industrie des carrosseries de camions, d'autobus et de remorques	0,98	(-0,68)
27	Industries des produits en matière plastique	1,02	(0,60)	69	Industrie des pièces et accessoires pour véhicules automobiles	0,74	(-27,02)*
28	Industrie du cuir, de la chaussure et des produits du cuir divers et des produits connexes	0,98	(-0,44)	70	Industrie du matériel ferroviaire roulant	1,07	(3,08)*
29	Industrie des fibres, des filés et des tissus tissés chimiques et des filés et des tissus tissés en laine	1,04	(1,10)	71	Industrie de la construction et de la réparation de navires	0,98	(-1,06)
30	Industrie des tissus larges, à mailles	0,80	(-4,38)*	72	Autres industries du matériel de transport	0,91	(-2,18)*
31	Industrie des produits textiles divers	1,08	(2,60)*	73	Industrie des petits appareils électriques	1,06	(0,85)
32	Industrie des tapis, carpettes et moquettes	0,96	(-1,25)	74	Industrie des gros appareils (électriques ou non)	1,10	(1,85)*
33	Industrie des vêtements et des bas et chaussettes	1,09	(2,07)*	75	Autres industries de produits électriques et électroniques, y compris les accumulateurs	1,01	(0,17)
34	Scieries, ateliers de rabotage et usines de bardeaux	0,88	(-8,93)*	76	Industrie des phonographes et des récepteurs de radio et de télévision	0,47	(-0,58)
35	Industries des placages et contre-plaqués	0,99	(-0,14)	77	Industrie de l'équipement de communication et d'autre matériel électronique	1,45	(2,38)*
36	Industries des portes, châssis et autres bois travaillés	1,01	(0,13)	78	Industrie des machines pour bureaux, magasins et commerces	0,72	(-2,80)*
37	Industries des boîtes et des cercueils	1,17	(2,84)*	79	Industrie des fils et câbles électriques de communication	1,09	(1,92)*
38	Autres industries du bois	1,06	(0,68)	80	Industrie des produits en argile	1,07	(1,72)
39	Industrie des meubles de maison	1,12	(2,93)*	81	Industrie du ciment	1,09	(1,91)*
40	Industrie des meubles de bureau	1,02	(0,95)	82	Industrie des produits en béton	1,07	(1,77)
41	Autres industries de meubles et d'articles d'ameublement	1,08	(2,04)*	83	Industrie du béton préparé	1,04	(1,06)
42	Industrie des pâtes et papiers	1,04	(1,02)	84	Industrie du verre et des produits en verre	0,92	(-3,50)*
43	Industrie du papier-toiture asphalté	0,89	(-4,43)*	85	Autres industries de produits minéraux non métalliques	0,99	(-0,31)
44	Industrie des boîtes en carton et des sacs en papier	0,97	(-1,37)	86	Industrie des produits raffinés du pétrole et du charbon	1,04	(1,07)
45	Autres industries des produits en papier transformé	0,99	(-0,32)	87	Industries des produits chimiques d'usage industriel n.c.a.	0,94	(-2,68)*
46	Industrie de l'impression et de l'édition	0,98	(-0,64)	88	Industries des produits chimiques n.c.a.	1,05	(1,71)
47	Industrie du clichage, de la composition et de la reliure	1,09	(1,83)*	89	Industrie des matières plastiques et des résines	0,87	(-3,84)*
48	Industries sidérurgiques	0,94	(-4,26)*	90	Industrie des produits pharmaceutiques et des médicaments	0,91	(-2,28)*
49	Industrie des tubes et tuyaux d'acier	0,85	(-4,58)*	91	Industrie des peintures et vernis	1,11	(4,98)*
50	Fonderies de fer	0,93	(-2,86)*	92	Industrie des savons et composés pour le nettoyage	0,90	(-3,52)*
51	Industrie de la fonte et de l'affinage des métaux non ferreux	0,96	(-1,65)	93	Industrie des produits de toilette	0,94	(-1,49)
52	Industrie du laminage, du moulage et de l'extrusion de l'aluminium	0,93	(-2,22)*	94	Industrie des carreaux, dalles, linoléums et tissus enduits	1,18	(4,91)*
53	Industrie du laminage, du moulage et de l'extrusion du cuivre et de ses alliages	0,83	(-5,00)*	95	Industrie de la bijouterie et de l'orfèvrerie	1,21	(2,74)*
54	Autres industries du laminage, du moulage et de l'extrusion de métaux non ferreux	0,97	(-1,37)	96	Industrie des articles de sport et des jouets	1,06	(1,32)
55	Industrie des chaudières à pression et de la fabrication d'éléments de charpentes métalliques	1,03	(1,33)	97	Industrie des enseignes et étalages	0,93	(-2,61)*
Estimations par les MCOEM de groupe agrégées (sans variables temporelles nominales) :		1,01	(-3,18)*				

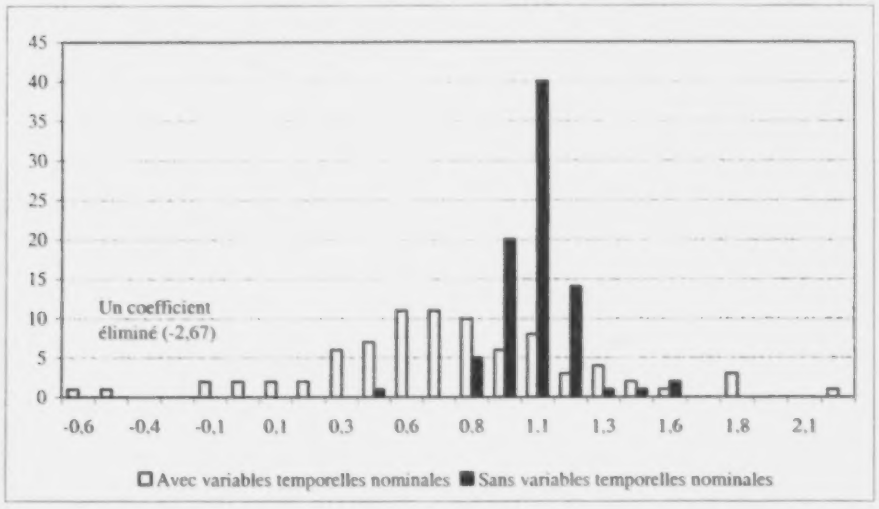
Note : Fondés sur l'équation (3) : $lnP_{it}^{c} = \alpha_i + \beta_i \ln(E_t P_{it}^{at}) + e_{it}$ sans variables temporelles nominales. Les statistiques t sont présentées pour le test de l'hypothèse individuelle que $H_o: \beta_i = 1$ et pour le test de l'hypothèse de panel que $H_o: \beta_1 = \beta_2 = \ldots \beta_i = 1$. L'astérisque (*) indique que la valeur est statistiquement significative au niveau de signification de 10 % ou mieux.

Tableau 4B. Estimations par les MCOEM et tests de l'hypothèse de LPU absolue (avec variables temporelles nominales)

Code	Nom de l'industrie	β	Statistique t	Code	Nom de l'industrie	β	Statistique t
14	Industries de la volaille, de la viande et de ses produits	0,75	(-5,52)*	56	Industrie des produits métalliques d'ornement et d'architecture	-0,23	(-5,83)*
15	Industrie de la transformation du poisson	1,09	(0,93)	57	Industrie de l'emboutissage, du matriçage et du revêtement de produits en métal	-0,11	(-4,93)*
16	Industrie de la préparation des fruits et des légumes	1,00	(0,02)	58	Industrie du fil métallique et de ses produits	0,28	(-5,34)*
17	Industrie laitière	-2,67	(-7,74)*	59	Industrie des articles de quincaillerie, d'outillage et de coutellerie	1,72	(2,83)*
18	Industrie des aliments pour animaux, du sucre de canne et de betterave et de produits alimentaires divers	0,59	(-4,00)*	60	Industrie du matériel de chauffage	0,58	(-1,77)*
19	Industrie des huiles végétales (sauf l'huile de maïs)	0,82	(-2,01)*	61	Ateliers d'usinage	0,44	(-7,99)*
20	Industrie des biscuits, du pain et autres produits de boulangerie	1,26	(2,75)*	62	Autres industries de la fabrication de produits en métal	0,47	(-3,90)*
21	Industrie des boissons gazeuses	1,12	(0,36)	63	Industrie des instruments aratoires	-0,18	(-21,89)*
22	Industrie des produits de distillation	0,75	(-2,50)*	64	Industrie du matériel commercial de réfrigération et de climatisation	0,56	(-5,04)*
23	Industrie de la bière	-0,68	(-3,46)*	65	Autres industries de la machinerie et de l'équipement	0,57	(-7,09)*
24	Industrie du vin	0,61	(-1,65)	66	Industrie des aéronefs et des pièces d'aéronefs	1,39	(4,34)*
25	Industries des produits du tabac	0,79	(-2,85)*	67	Industrie des véhicules automobiles	1,00	(0,00)
26	Industries des produits en caoutchouc	1,75	(0,81)	68	Industrie des carrosseries de camions, d'autobus et de remorques	0,90	(-0,39)
27	Industries des produits en matière plastique	1,07	(0,30)	69	Industrie des pièces et accessoires pour véhicules automobiles	-0,52	(-8,85)*
28	Industrie du cuir, de la chaussure et des produits du cuir divers et des produits connexes	0,25	(-6,91)*	70	Industrie du matériel ferroviaire roulant	1,27	(2,29)*
29	Industrie des fibres, des filés et des tissus tissés chimiques et des filés et des tissus tissés en laine	0,97	(-0,43)	71	Industrie de la construction et de la réparation de navires	0,69	(-5,37)*
30	Industrie des tissus larges, à mailles	1,24	(6,38)*	72	Autres industries du matériel de transport	0,27	(-2,35)*
31	Industrie des produits textiles divers	0,57	(-1,87)*	73	Industrie des petits appareils électriques	0,72	(-3,67)*
32	Industrie des tapis, carpettes et moquettes	1,07	(1,72)*	74	Industrie des gros appareils (électriques ou non)	0,69	(-4,08)*
33	Industrie des vêtements et des bas et chaussettes	0,72	(-5,96)*	75	Autres industries de produits électriques et électroniques, y compris les accumulateurs	0,31	(-4,85)*
34	Scieries, ateliers de rabotage et usines de bardeaux	0,48	(-3,86)*	76	Industrie des phonographes et des récepteurs de radio et de télévision	0,67	(-15,15)*
35	Industries des placages et contre-plaqués	0,82	(-1,18)	77	Industrie de l'équipement de communication et d'autre matériel électronique	0,43	(-17,75)*
36	Industries des portes, châssis et autres bois travaillés	0,88	(-0,57)	78	Industrie des machines pour bureaux, magasins et commerces	0,80	(-4,00)*
37	Industries des boîtes et des cercueils	0,70	(-0,74)	79	Industrie des fils et câbles électriques de communication	0,43	(-4,84)*
38	Autres industries du bois	1,29	(0,39)	80	Industrie des produits en argile	1,52	(2,99)*
39	Industrie des meubles de maison	0,17	(-1,65)	81	Industrie du ciment	1,13	(0,44)
40	Industrie des meubles de bureau	0,93	(-0,92)	82	Industrie des produits en béton	1,40	(1,21)
41	Autres industries de meubles et d'articles d'ameublement	0,80	(-0,48)	83	Industrie du béton préparé	1,04	(0,21)
42	Industrie des pâtes et papiers	0,97	(-0,14)	84	Industrie du verre et des produits en verre	-0,04	(-5,42)*
43	Industrie du papier-toiture asphalté	0,51	(-4,48)*	85	Autres industries de produits minéraux non métalliques	0,69	(-2,88)*
44	Industrie des boîtes en carton et des sacs en papier	0,60	(-4,21)*	86	Industrie des produits raffinés du pétrole et du charbon	0,98	(-0,18)
45	Autres industries des produits en papier transformé	0,70	(-3,19)*	87	Industries des produits chimiques d'usage industriel n.c.a.	0,62	(-5,58)*
46	Industrie de l'impression et de l'édition	0,93	(-0,75)	88	Industries des produits chimiques n.c.a.	0,34	(-6,06)*
47	Industrie du clichage, de la composition et de la reliure	0,40	(-1,22)	89	Industrie des matières plastiques et des résines	0,21	(-4,87)*
48	Industries sidérurgiques	0,50	(-10,80)*	90	Industrie des produits pharmaceutiques et des médicaments	0,70	(-2,43)*
49	Industrie des tubes et tuyaux d'acier	0,04	(-4,43)*	91	Industrie des peintures et vernis	1,71	(3,12)*
50	Fonderies de fer	0,38	(-7,83)*	92	Industrie des savons et composés pour le nettoyage	0,03	(-1,73)
51	Industrie de la fonte et de l'affinage des métaux non ferreux	0,71	(-1,90)*	93	Industrie des produits de toilette	0,58	(-3,82)*
52	Industrie du laminage, du moulage et de l'extrusion de l'aluminium	0,40	(-3,31)*	94	Industrie des carreaux, dalles, linoléums et tissus enduits	0,28	(-4,10)*
53	Industrie du laminage, du moulage et de l'extrusion du cuivre et de ses alliages	0,51	(-1,36)	95	Industrie de la bijouterie et de l'orfèvrerie	2,16	(3,77)*
54	Autres industries du laminage, du moulage et de l'extrusion de métaux non ferreux	0,79	(-2,05)*	96	Industrie des articles de sport et des jouets	0,85	(-0,83)
55	Industrie des chaudières à pression et de la fabrication d'éléments de charpentes métalliques	0,94	(-0,91)	97	Industrie des enseignes et étalages	0,51	(-6,15)*
Estimations par les MCOEM de groupe agrégées (avec variables temporelles nominales) :		0,66	(-26,75)*				

Note : Fondés sur l'équation (3) : $lnP_{it}^{c} = \alpha_i + \beta_i ln(E_t P_{it}^{us}) + e_{it}$ avec variables temporelles nominales. Les statistiques t sont présentées pour le test de l'hypothèse individuelle que $H_0: \beta_i = 1$ et pour le test de l'hypothèse de panel que $H_0: \beta_1 = \beta_2 = ... \beta_i = 1$. L'astérisque (*) indique que la valeur est statistiquement significative au niveau de signification de 10 % ou mieux.

Figure 5. Estimations des coefficients de cointégration, selon l'industrie



En premier lieu, à la figure 5, nous traçons l'histogramme des estimations de cointégration de long terme de β_i selon l'industrie, pour les modèles avec et sans variables temporelles nominales. Les estimations ponctuelles varient de 0,47 à 1,57 pour les modèles sans variables temporelles nominales et de –2,67 à 2,16 pour les modèles avec de telles variables. Ces résultats confirment ceux d'autres études internationales qui, généralement, produisent des estimations de β à forte variabilité (Froot et Rogoff, *op. cit.*). Par exemple, en appliquant la même méthode d'estimation par les MCOEM, Canzoneri et coll. (1999)[11] observent que la valeur de long terme des coefficients varie de –0,03 pour le Danemark à 1,91 pour l'Autriche, tandis que Pedroni (2001)[12] trouve que la valeur des coefficients varie de 0,31 pour la Belgique à 2,12 pour l'Inde (le dollar américain est utilisé comme devise de référence).

Les tests de l'hypothèse nulle de l'existence d'une relation cointégrante de long terme $\beta_i = 1$ sont présentés aux tableaux 4A et 4B. Un résultant indiquant que β_i diffère significativement de l'unité constitue un rejet des formes fortes de la LPU. Dans plus de la moitié des industries, nous rejetons l'hypothèse nulle au niveau de signification de 10 % ou mieux. Pour les modèles sans variables temporelles nominales, les coefficients diffèrent significativement de l'unité pour 47 des 84 industries (56 %). En outre, pour les modèles avec variables temporelles nominales, ils diffèrent significativement de l'unité pour 57 des 84 industries (66 %).

Deuxièmement, les estimations de panel de β pour le secteur de la fabrication dans son ensemble sont de 1,01 pour le modèle avec variables temporelles nominales et de 0,66 pour celui sans ces variables[13]. Les deux valeurs sont proches, mais significativement différentes de l'unité,

11. Canzoneri et coll. (1999) utilisent les déflateurs implicites des biens échangés (qui comprennent les secteurs « de la fabrication » et « de l'agriculture, de la chasse, de la foresterie et de la pêche ») pour 13 pays membres de l'OCDE.

12. Pedroni (2001) utilise l'IPC agrégé pour 20 pays.

13. Nous excluons les deux industries (77 et 78) pour lesquelles les prix américains sont des valeurs déterminées par une méthode hédonique plutôt que les prix du marché.

semblant donc indiquer un rejet de la LPU[14]. L'estimation ponctuelle de 0,66 est comparable à celle de Canzoneri et coll. (1999) qui obtiennent un coefficient de long terme de la relation entre les prix canadiens et américains des biens échangés de 0,61.

Les résultats susmentionnés indiquent donc qu'il convient de rejeter les formes fortes de la LPU. L'évaluation moyenne sur l'ensemble des industries de la mesure dans laquelle les prix manufacturiers canadiens répondent aux prix américains exprimés en dollars canadiens est fort proche de l'unité, mais il existe une faible divergence statistiquement significative. Cependant, avant tout et par dessus tout, la valeur s'écarte de l'unité pour la plupart des industries.

Même si les β individuels (c.-à-d. particuliers à l'industrie) ne sont pas le point de concentration des tests que nous exécutons ici, il est intéressant d'examiner la sensibilité de leur valeur à la méthode d'estimation utilisée. Nous calculons pour cela, de deux façons différentes, des estimations comparables des 84 β_i au niveau de l'industrie (tel que présenté aux tableaux 4A et 4B) :

- par la simple méthode des MCO
    - avec effets fixes d'industrie uniquement
    - avec effets fixes d'industrie et effets fixes de période
- par la méthode des MCG
    - avec effets fixes d'industrie uniquement
    - avec effets fixes d'industrie et effets fixes de période

La méthode des MCO donnera des résultats convergents, mais sera inefficace si les erreurs ne sont pas indépendantes et identiquement distribuées dans et (ou) entre les équations. La méthode d'estimation par les MCG de systèmes avec corrélation transversale des erreurs, également appelée estimation par les moindres carrés généralisés unifiés (*Joint Generalized Least Squares*), ou régressions apparemment indépendantes (*Seemingly Unrelated Regression* ou SUR), sera convergente *et* efficace dans un tel cas.

14. Aussi bien la forme « absolue » que la forme « relative » de la LPU exigerait que $\beta = 1$. Par conséquent, nous pouvons les rejeter toutes deux, sans tenir compte des valeurs de la coordonnée à l'origine selon l'industrie.

Les résultats sont présentés au tableau B1[15] et aux figures B1 à B4 à l'annexe B[16].

Les résultats par les MCO entièrement modifiés (EM) avec effets fixes de période (*sans effets fixes de période*) et ceux des MCO plus simples avec effets fixes de période (*sans effets fixes de période*) diffèrent fort peu. Le « raffinement » supplémentaire (la correction pour la non-stationnarité des données) a assez peu de répercussions sur l'inférence.

Il convient de souligner que les MCGF avec la matrice des variances contrainte à la diagonale devraient donner les mêmes résultats que les MCO, et que l'exécution de la procédure SUR avec l'option *sdiag* dans SAS, sans effets fixes de période, mais avec effets fixes d'industrie, donne effectivement les mêmes résultats que la MCO simple. Ces résultats changent assez peu lorsque nous introduisons des covariances hors diagonale non nulles. Puisque les résultats « avec effets fixes de période » diffèrent considérablement de ceux « sans effets fixes de période », aussi bien pour les régressions par les MCOEM que pour celles par la MCO, nous pouvons inférer que le passage à l'estimation par la méthode SUR *ne* rend *pas* compte de la variation dans les données qui est reflétée par l'inclusion des variables temporelles nominales[17].

Dans l'ensemble, les résultats des deux approches utilisées pour remplacer les MCOEM sont semblables à ceux de la méthode par les MCOEM.

5.4 Effet de l'industrie

Les estimations de β par les MCOEM semblent indiquer que la pente de la relation de cointégration varie selon l'industrie. Ce résultat n'est pas étonnant, puisque les industries se distinguent par les caractéristiques de leurs produits et de leur marché, et présentent donc divers degrés d'arbitrage entre produits. À la présente section, nous déterminons si les relations de long terme varient systématiquement en fonction de ces caractéristiques des industries.

---

15. Il convient de souligner que les statistiques t sont fort différentes dans les résultats par les MCOEM parce que, dans le cas de ces derniers, on teste une autre hypothèse ($\beta = 1$) que pour les autres statistiques t (c.-à-d. $\beta = 0$).

16. Lorsque la matrice des covariances entre équations Σ que nécessite l'approche des MCG est inconnue (comme cela est le cas ici), il faut l'estimer. Cependant, il existe des limites à la dimension du système que l'on peut estimer au moyen des MCG faisables. Plus précisément, il faut que $T \geq N$ pour que la matrice de covariance soit non singulière (et donc inversable). Puisque nous avons $T = 36$ et $N = 84$, nous ne pourrons estimer conjointement notre système complet d'équations par industrie. Néanmoins, l'exécution conjointe de l'estimation par les MCGF/SUR sur des sous-ensembles d'équations pourrait augmenter l'efficacité. Les résultats des SUR présentés plus loin sont ceux de l'exécution de l'estimation par SUR sur chacun des trois systèmes. Ces systèmes correspondent aux équations pour les industries 14 à 41, 42 à 69 et 70 à 97, respectivement.

17. Il se pourrait qu'il en soit ainsi parce que la spécification du modèle MCG/SUR impose une contrainte d'homogénéité temporelle à la matrice des covariances (la corrélation entre les termes de perturbation particuliers à l'industrie peut varier pour diverses paires d'industries, mais doit être identique pour une paire donnée d'industries, à chaque période). Par contre, les approches par les MCOEM et par les MCO de modélisation des perturbations communes (à toutes les industries) permet de laisser varier les effets fixes de période au cours du temps.

Tableau 5. Estimations de β_i par les MCOEM selon le groupe d'industries

Équation (3) : $lnP_{it}^{c} = \alpha_i + \beta_i ln(E_t P_{it}^{us}) + e_{it}$

Sans variables temporelles nominales		Différentiation des produits (Indice des échanges intra-industrie de Grubel)		
		Forte (indice GB élevé)	Faible (indice GB faible)	Toutes valeurs indice GB
Intégration des marchés	Taux tarifaire moyen élevé	1,08 * (4,67)	1,06 * (2,18)	1,07 * (5,62)
	Taux tarifaire moyen faible	0,96 * (-4,38)	0,98 * (-4,89)	0,95 * (-14,49)
	Toutes valeurs du taux tarifaire	1.07 * (6.03)	0,99 (0,03)	

Avec variables temporelles nominales		Différentiation des produits (Indice des échanges intra-industrie de Grubel)		
		Forte (indice GB élevé)	Faible (indice GB faible)	Toutes valeurs indice GB
Intégration des marchés	Taux tarifaire moyen élevé	0,62 * (-4,89)	0,80 (-0,77)	0,51 * (-11,87)
	Taux tarifaire moyen faible	0,99 (-1,46)	0,92 * (-6,38)	0,67 * (-8,20)
	Toutes valeurs du taux tarifaire	0.64 * (-12.65)	0,72 * (-12,04)	

Note : Les valeurs de la statistique t (entre parenthèses) sont présentées pour le test de l'hypothèse que H_o:$\beta_i = 1$ pour le groupe. L'astérisque (*) indique que la valeur est statistiquement significative au niveau de signification de 10 % ou mieux.

Premièrement, nous classons les industries en deux groupes selon le degré de différenciation des produits, tel que mesuré par l'indice des échanges intra-industrie de Grubel-Lloyd[18]. Nous considérons les 25 % supérieurs et les 25 % inférieurs des industries selon cet indice comme des groupes d'industries à forte et à faible différenciation des produits, respectivement. En théorie, la relation de long terme pour des produits homogènes devrait être proche de l'unité, comme le prédit le modèle de la LPU ($\beta_i = 1$). Par contre, la non-substituabilité parfaite entre les produits intérieurs et étrangers donnerait à penser que $\beta_i = 0$. La valeur de β_i devrait être d'autant plus proche de l'unité que le degré de différenciation des produits est faible dans une industrie. Le tableau 5 donne les estimations de β_i par les MCOEM pour les deux groupes. L'estimation ponctuelle pour les industries dont le degré de différenciation des produits est faible est plus proche de l'unité que celle obtenue pour les industries dont le degré de différenciation des produits est élevé. Il en est ainsi que nous incluions ou non des variables temporelles nominales dans les modèles.

18. Par « échanges intra-industrie », nous entendons le phénomène d'importations et d'exportations simultanées dans la même industrie entre pays semblables. Celui-ci est intimement associé à la notion de différenciation des produits (Grubel et Lloyd, 1975). Les données pour notre indice des échanges intra-industrie ont été produites d'après les tableaux d'entrées-sorties du Canada.

Ensuite, nous classons les industries en deux groupes selon le « degré d'intégration des marchés », tel que mesuré par le taux tarifaire moyen par industrie pour la période allant de 1961 à 1996[19]. Nous considérons les 25 % supérieurs et les 25 % inférieurs des industries selon le niveau du taux tarifaire comme étant des industries à taux tarifaire « élevé » et « faible », respectivement. En principe, la relation de long terme pour des marchés intérieurs et étrangers parfaitement intégrés devrait être proche de l'unité. En revanche, la segmentation parfaite des marchés devrait être caractérisée par $\beta_i = 0$. Le tableau 5 donne aussi les estimations de β_i par les MCOEM pour les deux groupes, selon le taux tarifaire. Les estimations ponctuelles sont plus proches de l'unité pour les industries à taux tarifaire « faible » que pour les autres. Il en est ainsi que nous incluions ou non des variables temporelles nominales dans le modèle.

6. *Conclusion*

Le présent document décrit l'examen d'un panel de 84 industries canadiennes et américaines en vue de répondre à la question *« Dans quelle mesure la loi du prix unique (LPU) explique-t-elle le comportement des prix canadiens et américains? »*

L'analyse préliminaire des données laisse entendre que, dans le court terme, la LPU n'est pas vérifiée pour un grand éventail d'industries, comme le montre l'écart fréquent des « taux de change réels par produit » par rapport à la valeur unitaire conforme à la LPU. Nous constatons que les fluctuations de ces taux sont étroitement associées à celles de la valeur du taux de change nominal Canada-États-Unis.

Nous examinons aussi la nature de la relation de long terme entre les prix canadiens et les prix américains exprimés en dollars canadiens. De façon générale, les résultats appuient l'existence d'une relation : autrement dit, il existe des preuves d'un mouvement commun des prix canadiens et américains exprimés dans une même devise dans le long terme. Cette conclusion dépend fort peu du fait que nous examinions le comportement des prix sous un régime de taux de change mixte ou sous le régime de taux de change flexible postérieur au système de Bretton-Woods.

Bien qu'il existe une relation de long terme, nous ne détenons aucune preuve que les prix obéissent à la version absolue de la loi du prix unique. Des données en faveur de la LPU fondées sur les tests des résidus des régressions de cointégration (c.-à-d. fondées sur les techniques de cointégration de panel mentionnées plus haut) appuient une version qu'il est permis de considérer comme assez faible de l'hypothèse de LPU.

Nous passons ensuite à l'examen d'un aspect que certains pourraient considérer comme l'essence même des relations d'arbitrage telle que la LPU, c'est-à-dire la notion de proportionnalité entre les prix canadiens et américains exprimés dans une même devise. Est-ce que, par exemple, le doublement des prix canadiens est assorti d'un doublement des prix américains (lorsque ceux-ci sont exprimés dans une devise commune)? Cette question est, de toute évidence, fort importante pour les bureaux de la statistique. La validité de la LPU nous permettrait d'inférer la croissance (proportionnelle) d'un indice des prix de l'industrie canadiens d'après la croissance de l'indice

19. Les taux tarifaires sont calculés d'après les données des tableaux d'entrées-sorties du Canada.

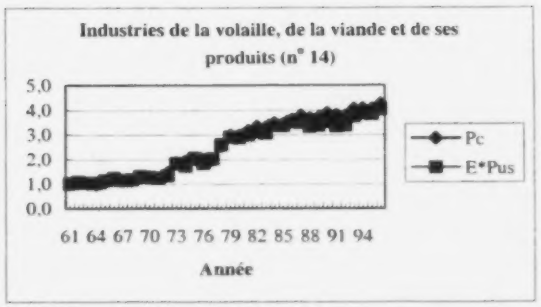
des prix de l'industrie américains correspondants, ainsi que la variation du taux de change nominal entre les deux pays. Plus précisément, si le prix d'un bien échangé faisait défaut dans le système statistique canadien mais non dans le système américain, le Bureau pourrait, avec raison, remplacer l'observation manquante par le prix américain corrigé pour le taux de change.

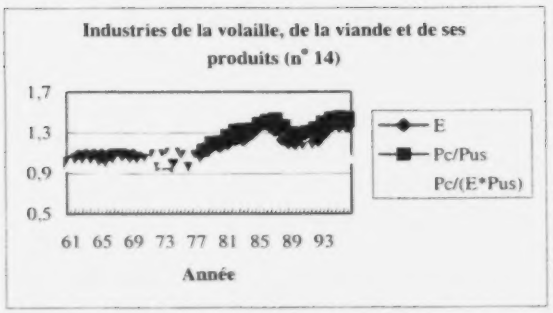
Nos résultats n'appuient pas l'hypothèse de la loi du prix unique au niveau de l'industrie. Nous rejetons non seulement l'hypothèse que les prix exprimés en une devise commune pour les 84 industries satisfont *conjointement* la condition de proportionnalité (quoiqu'il faille reconnaître que la divergence du coefficient par rapport à l'unité est faible), mais aussi, fait plus important, l'hypothèse de proportionnalité pour la majorité des industries considérées *individuellement*. Plus précisément, nous rejetons l'hypothèse de proportionnalité au niveau individuel pour 47 des 84 industries dans les régressions visant à examiner la réponse des prix canadiens aux prix américains exprimés en une devise commune et pour 57 industries dans les régressions excluant les effets communs, comme les variations du taux de change. Bien que les prix canadiens et américains varient parallèlement dans le long terme, l'ordre de grandeur du mouvement commun n'est pas de un à un, particulièrement au niveau de l'industrie.

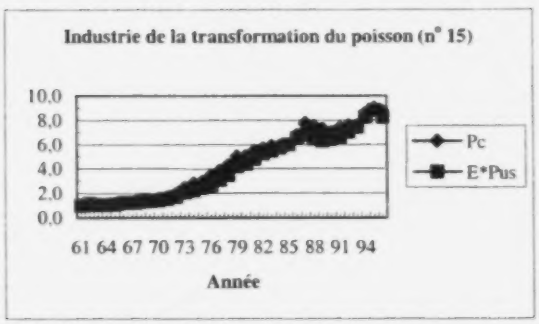
Enfin, nous examinons dans quelle mesure le mouvement commun des prix canadiens et américains varie selon les caractéristiques de l'industrie. Nous constatons que la corrélation entre les prix canadiens et américains devient plus forte à mesure qu'augmente le degré de substituabilité des produits et d'intégration des marchés.

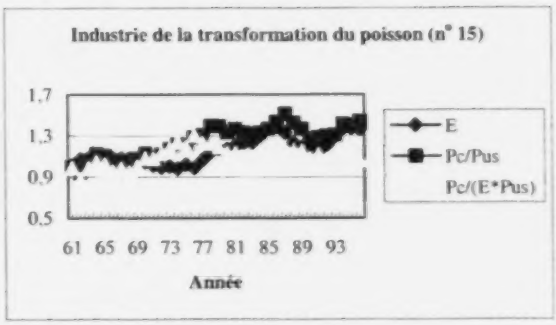
Trois grandes questions restent sans réponse et feront l'objet de travaux de recherche futurs. La première est celle de savoir dans quelle mesure le retard de court terme du rajustement des prix canadiens en fonction des variations du taux de change diffère selon l'industrie et de quelle façon les coefficients d'adaptation sont reliés aux caractéristiques de l'industrie. La deuxième est celle de savoir à quel point diffèrent les réactions des prix canadiens au taux de change, d'une part, et au mouvement des prix américains exprimés en dollars américains, d'autre part. Enfin, le troisième projet visera à examiner de façon plus approfondie les différences de rendement entre les industries dont le coefficient d'adaptation de long terme est supérieur à zéro et celles dont le coefficient est inférieur à zéro.

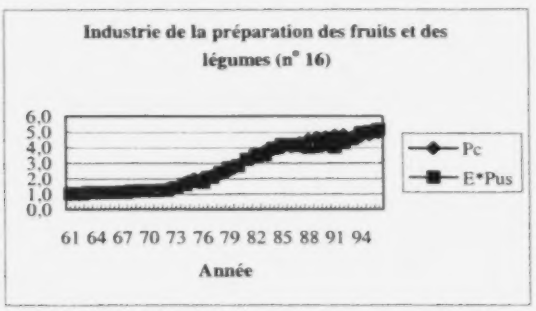
Annexe A

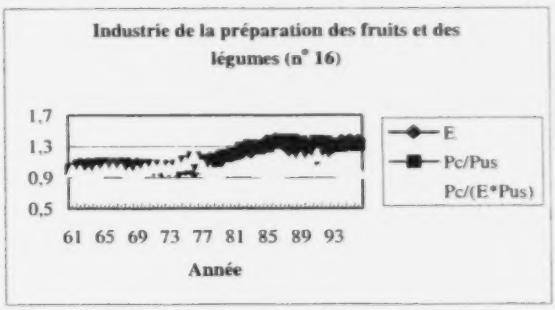

Industries de la volaille, de la viande et de ses produits (n° 14)
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

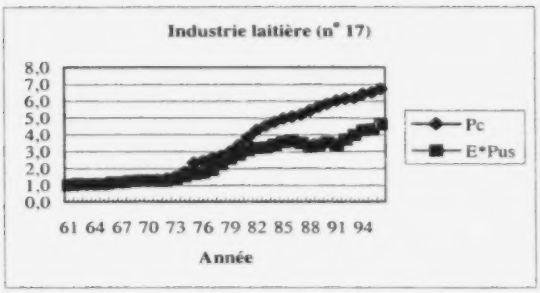

Industries de la volaille, de la viande et de ses produits (n° 14)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

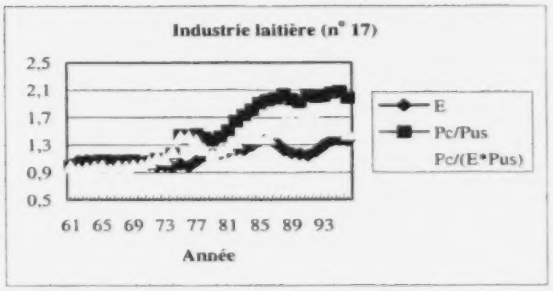

Industrie de la transformation du poisson (n° 15)
10,0
8,0
6,0
4,0
2,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

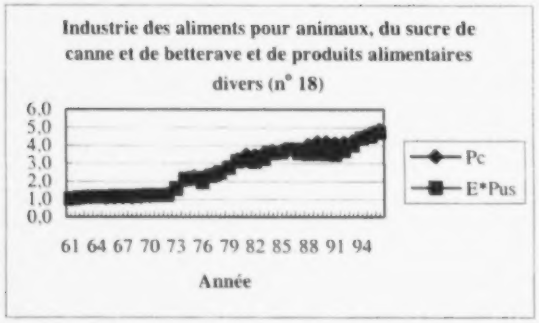

Industrie de la transformation du poisson (n° 15)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

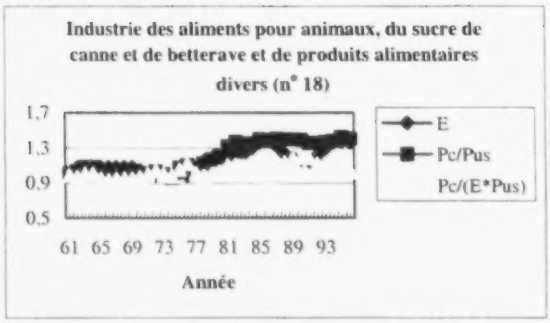

Industrie de la préparation des fruits et des légumes (n° 16)
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

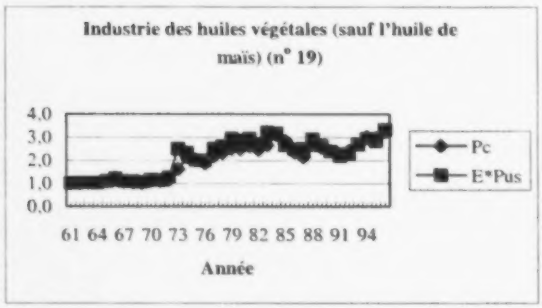

Industrie de la préparation des fruits et des légumes (n° 16)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

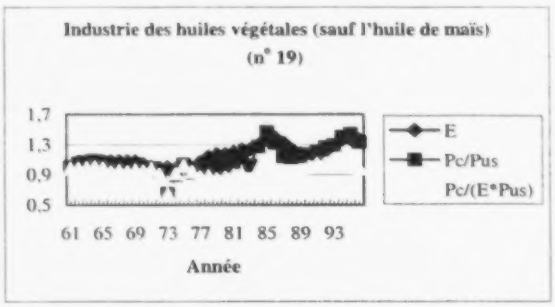

Industrie laitière (n° 17)
8,0
7,0
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

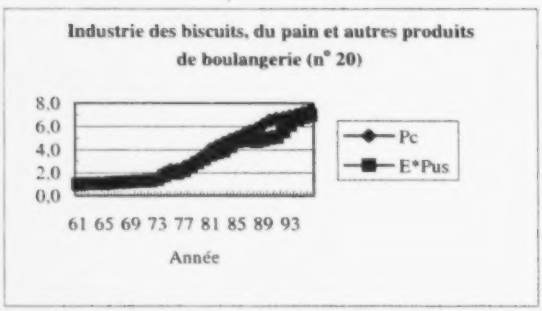

Industrie laitière (n° 17)
2,5
2,1
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

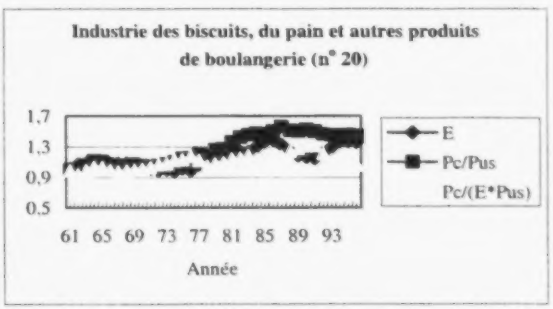

Industrie des aliments pour animaux, du sucre de canne et de betterave et de produits alimentaires divers (n° 18)
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

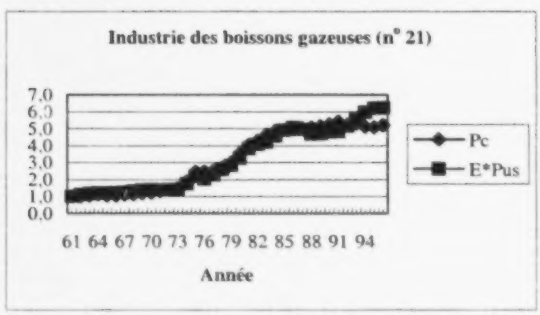

Industrie des aliments pour animaux, du sucre de canne et de betterave et de produits alimentaires divers (n° 18)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

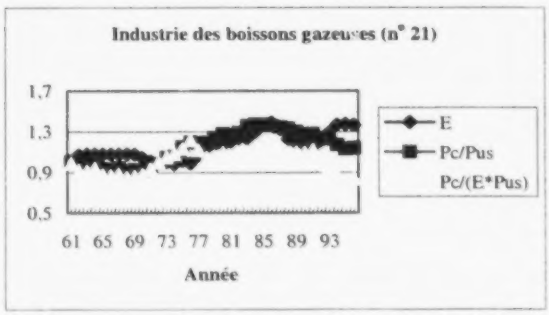

Industrie des huiles végétales (sauf l'huile de maïs) (n° 19)
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

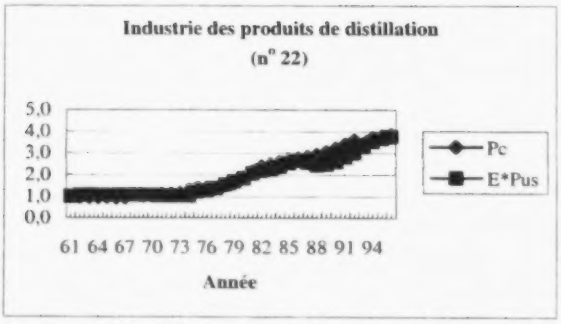

Industrie des huiles végétales (sauf l'huile de maïs) (n° 19)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

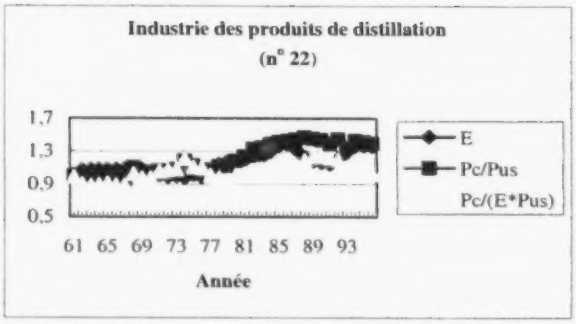

Industrie des biscuits, du pain et autres produits de boulangerie (n° 20)
8,0
6,0
4,0
2,0
0,0
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
Pc
E*Pus

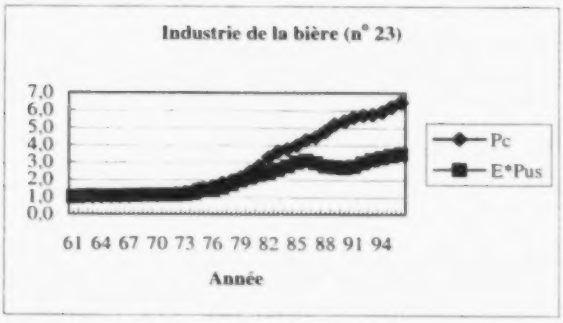

Industrie des biscuits, du pain et autres produits de boulangerie (n° 20)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

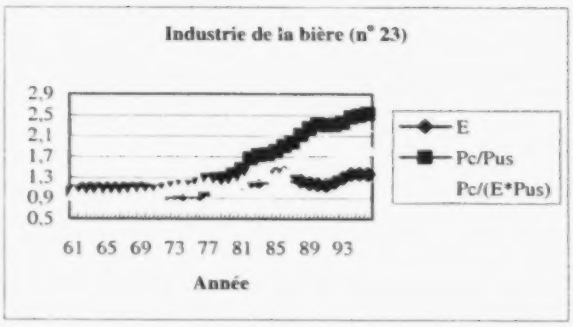

Industrie des boissons gazeuses (n° 21)
7,0
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

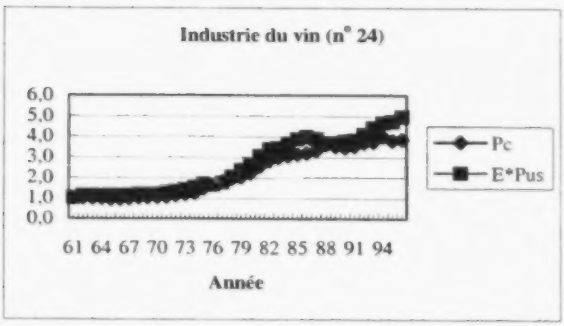

Industrie des boissons gazeuses (n° 21)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

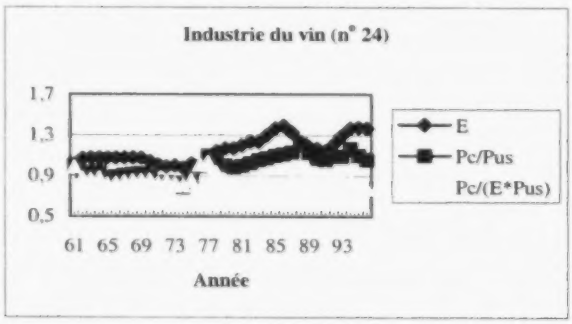

Industrie des produits de distillation
(n° 22)
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

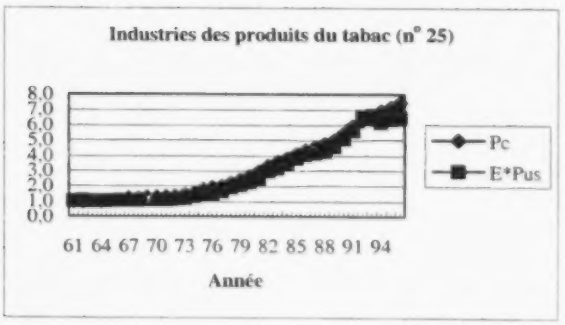

Industrie des produits de distillation
(n° 22)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

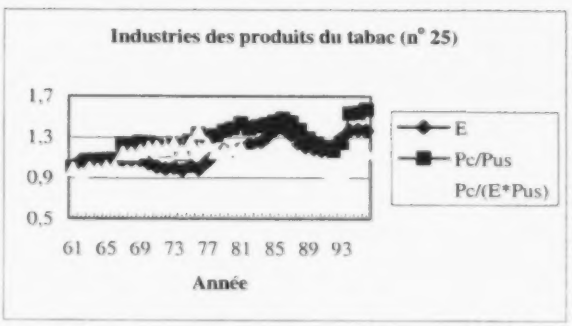

Industrie de la bière (n° 23)
7,0
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

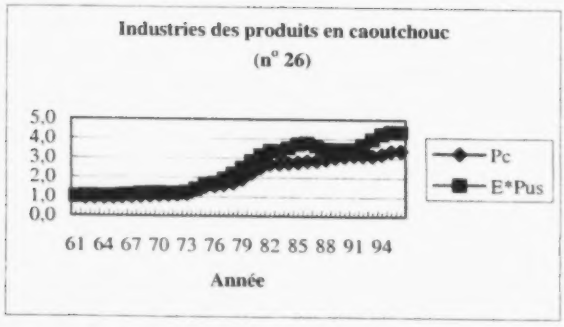

Industrie de la bière (n° 23)
2,9
2,5
2,1
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

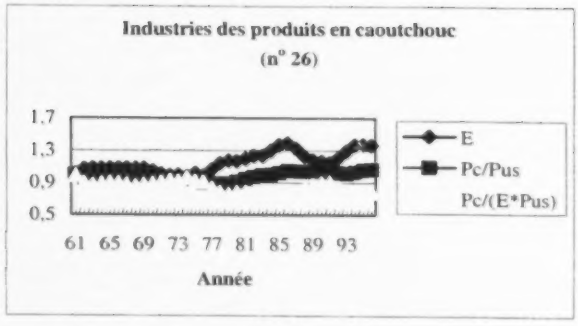

Industrie du vin (n° 24)
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

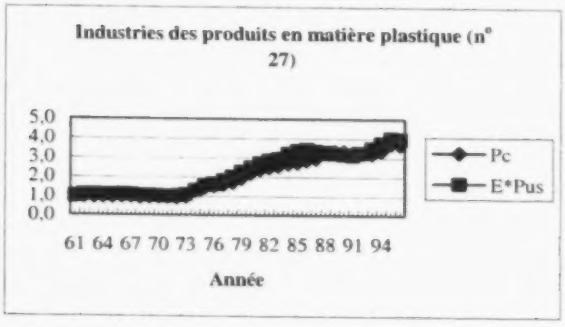

Industrie du vin (n° 24)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

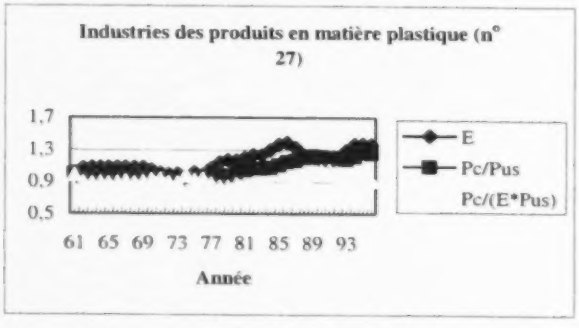

Industries des produits du tabac (n° 25)
8,0
7,0
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

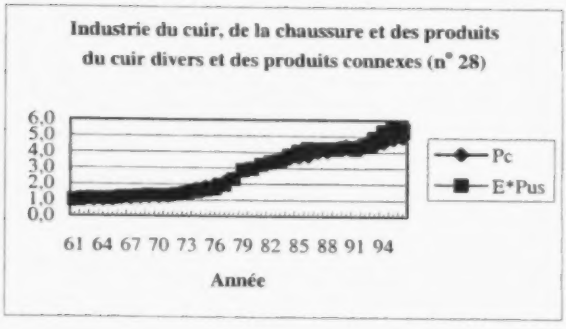

Industries des produits du tabac (n° 25)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

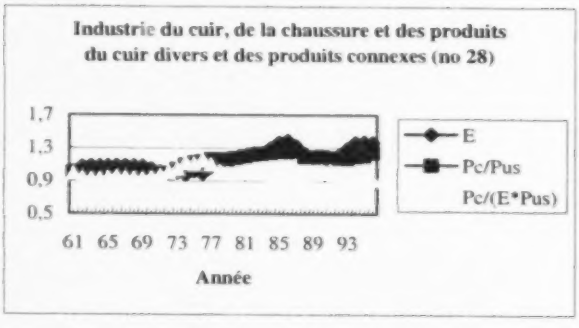

Industries des produits en caoutchouc
(n° 26)
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

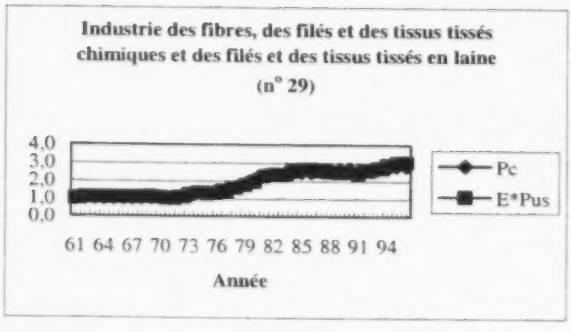

Industries des produits en caoutchouc
(n° 26)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

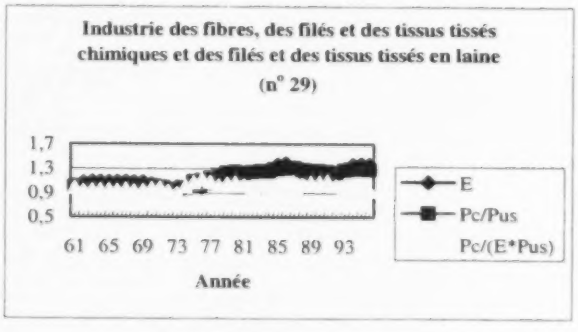

Industries des produits en matière plastique (n°
27)
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

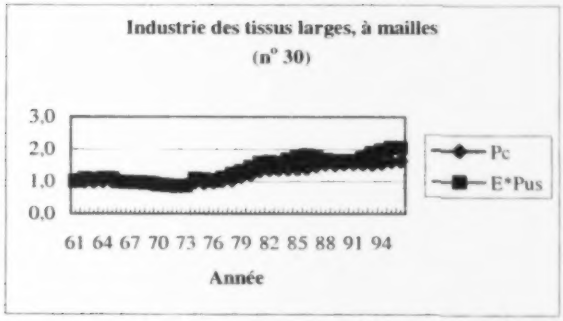

Industries des produits en matière plastique (n°
27)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

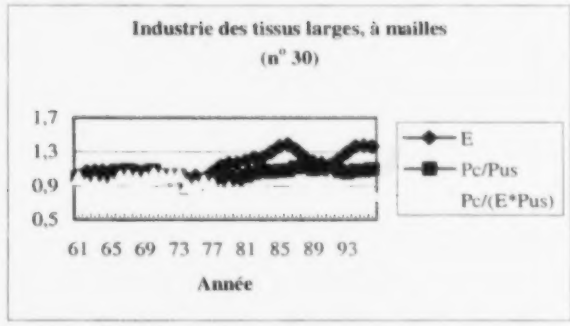

Industrie du cuir, de la chaussure et des produits
du cuir divers et des produits connexes (n° 28)
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

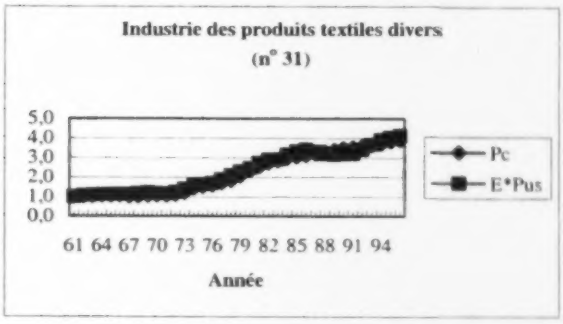

Industrie du cuir, de la chaussure et des produits
du cuir divers et des produits connexes (no 28)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

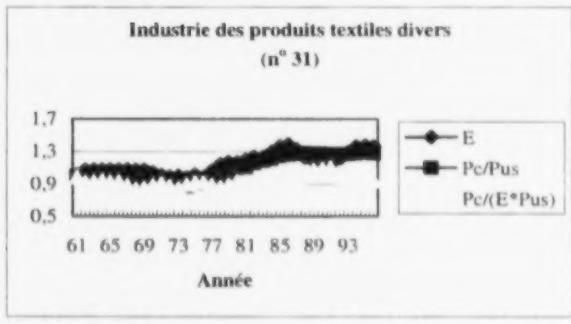

Industrie des fibres, des filés et des tissus tissés
chimiques et des filés et des tissus tissés en laine
(n° 29)
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

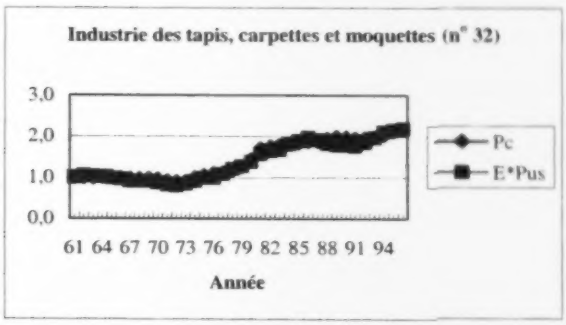

Industrie des fibres, des filés et des tissus tissés
chimiques et des filés et des tissus tissés en laine
(n° 29)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

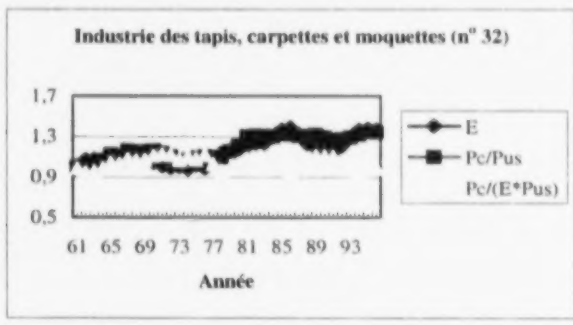

Industrie des tissus larges, à mailles
(n° 30)
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

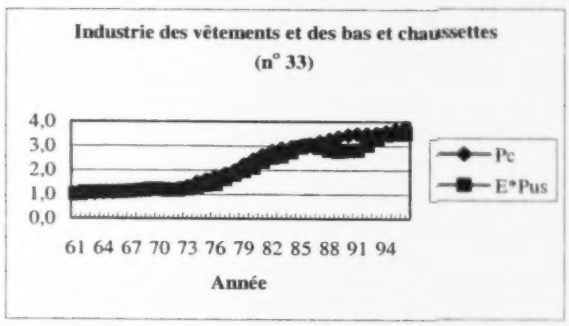

Industrie des tissus larges, à mailles
(n° 30)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

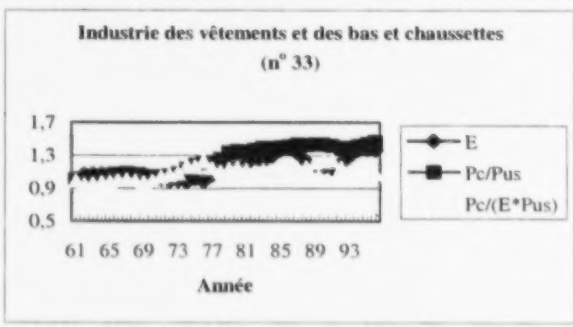

Industrie des produits textiles divers
(n° 31)
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

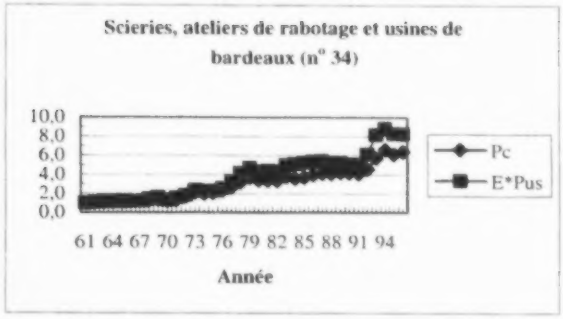

Industrie des produits textiles divers
(n° 31)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

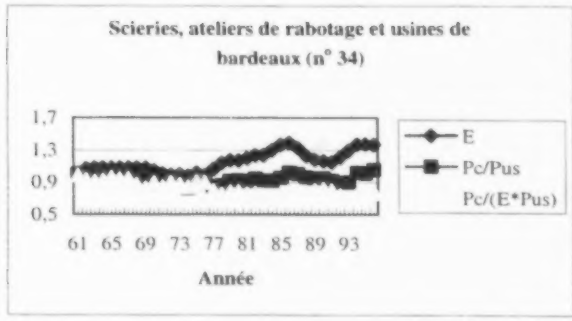

Industrie des tapis, carpettes et moquettes (n° 32)
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

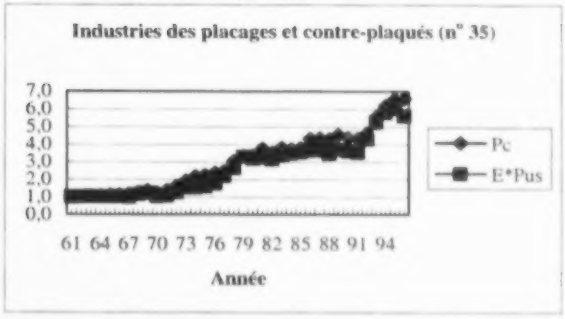

Industrie des tapis, carpettes et moquettes (n° 32)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

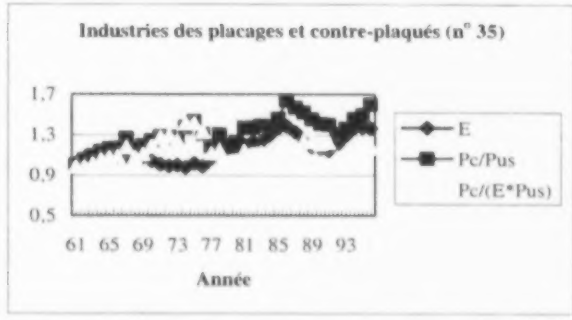

Industrie des vêtements et des bas et chaussettes
(n° 33)
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

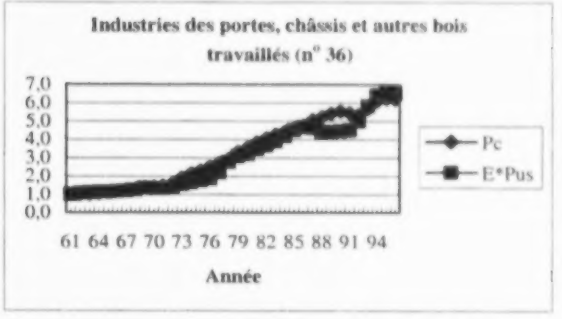

Industrie des vêtements et des bas et chaussettes
(n° 33)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

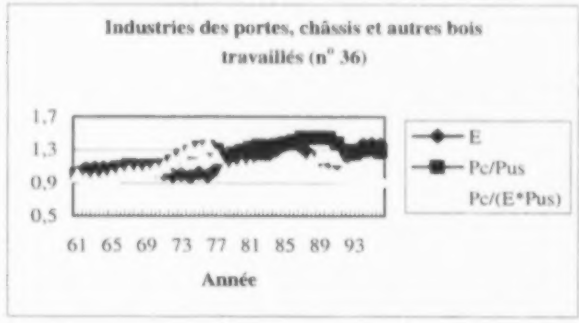

Scieries, ateliers de rabotage et usines de bardeaux (n° 34)
10,0
8,0
6,0
4,0
2,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

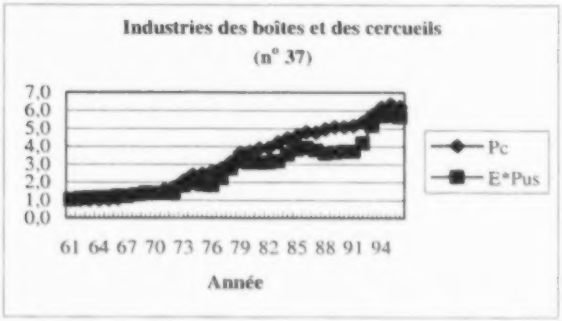

Scieries, ateliers de rabotage et usines de bardeaux (n° 34)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

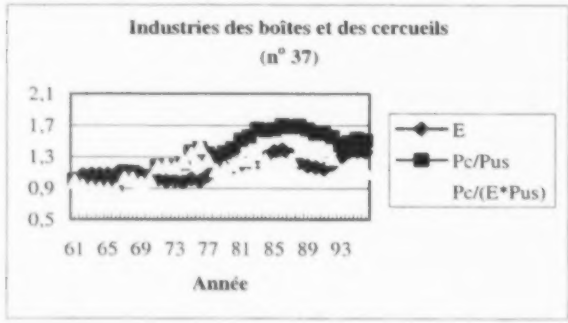

Industries des placages et contre-plaqués (n° 35)
7,0
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

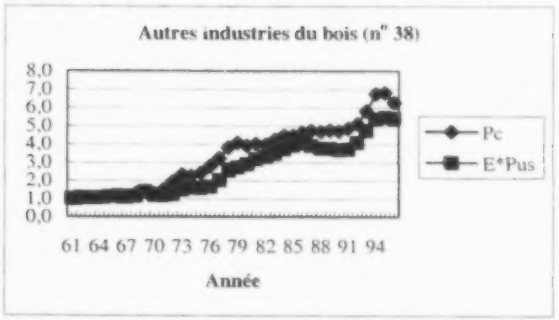

Industries des placages et contre-plaqués (n° 35)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

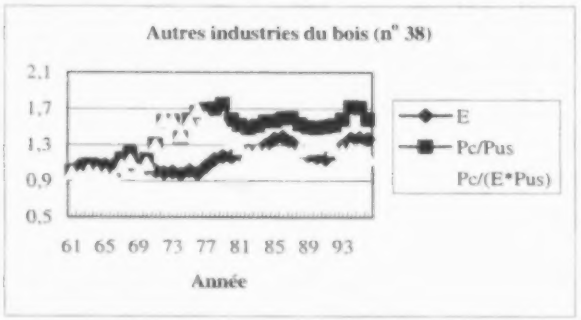

Industries des portes, châssis et autres bois travaillés (n° 36)
7,0
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

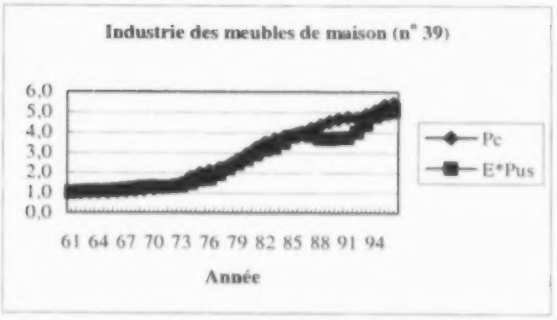

Industries des portes, châssis et autres bois travaillés (n° 36)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

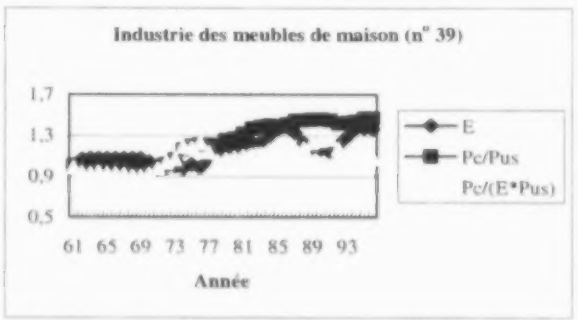

Industries des boîtes et des cercueils (n° 37)
7,0
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

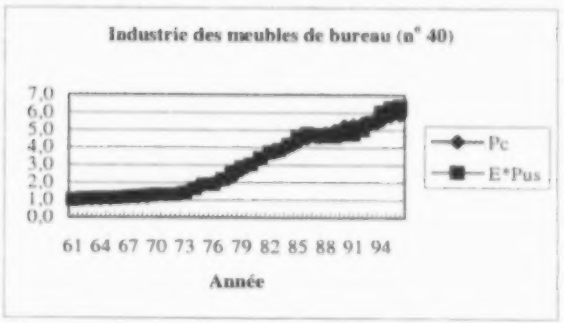

Industries des boîtes et des cercueils (n° 37)
2,1
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

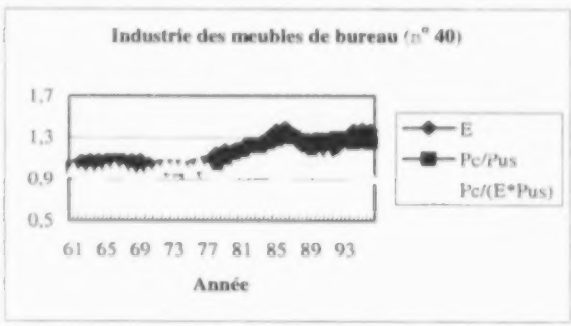

Autres industries du bois (n° 38)
8,0
7,0
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

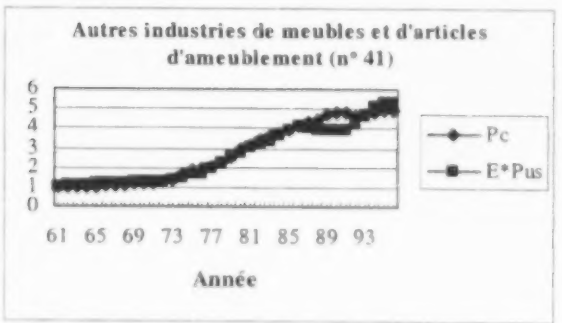

Autres industries du bois (n° 38)
2,1
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

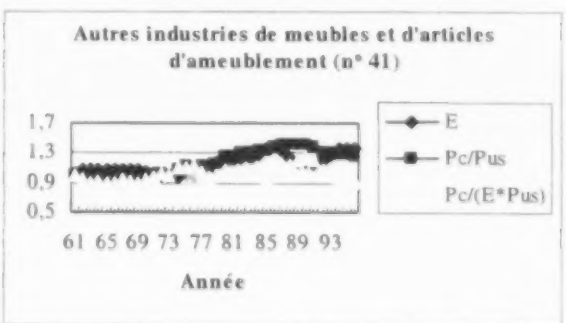

Industrie des meubles de maison (n° 39)
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

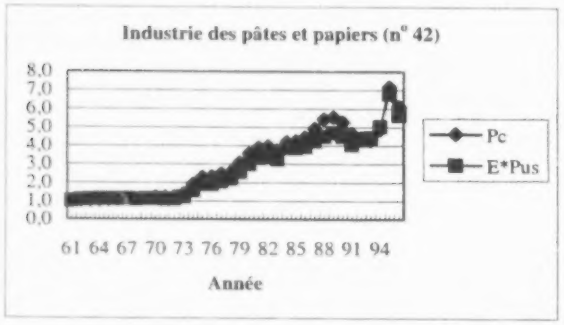

Industrie des meubles de maison (n° 39)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

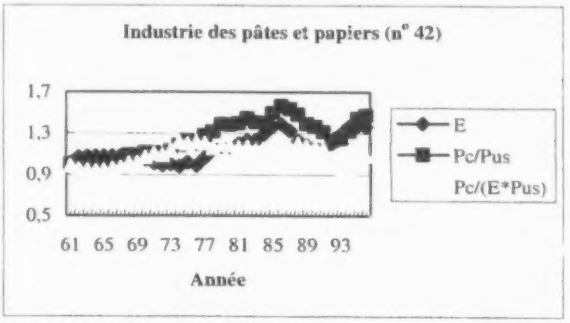

Industrie des meubles de bureau (n° 40)
7,0
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

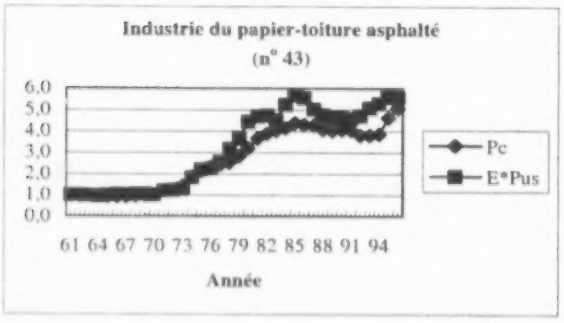

Industrie des meubles de bureau (n° 40)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

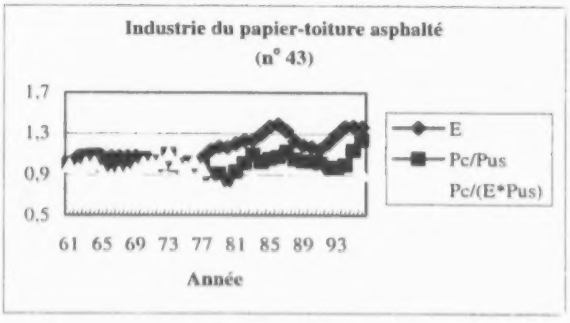

Autres industries de meubles et d'articles d'ameublement (n° 41)
6
5
4
3
2
1
0
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
Pc
E*Pus

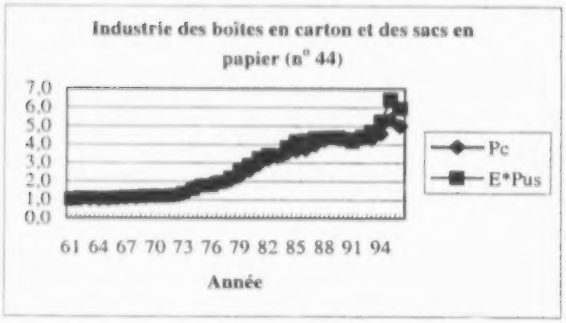

Autres industries de meubles et d'articles d'ameublement (n° 41)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

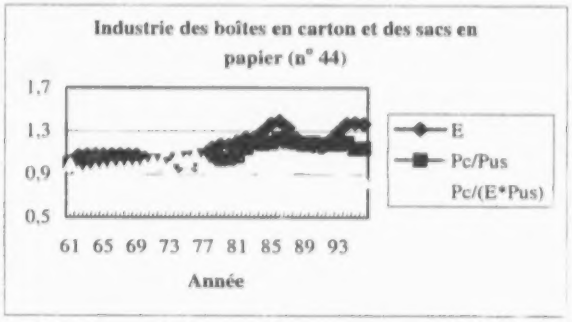

Industrie des pâtes et papiers (n° 42)
8,0
7,0
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

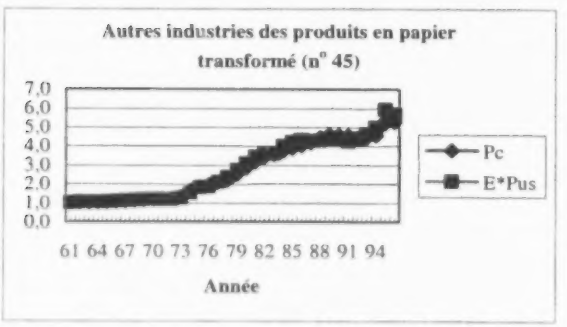

Industrie des pâtes et papiers (n° 42)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

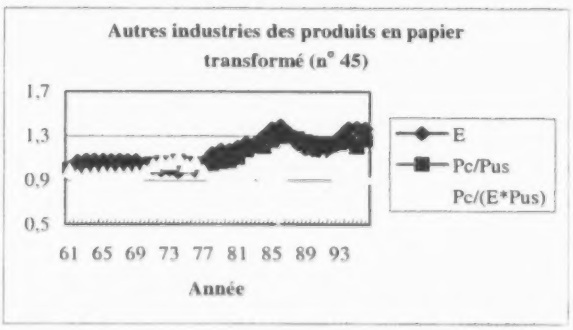

Industrie du papier-toiture asphalté
(n° 43)
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

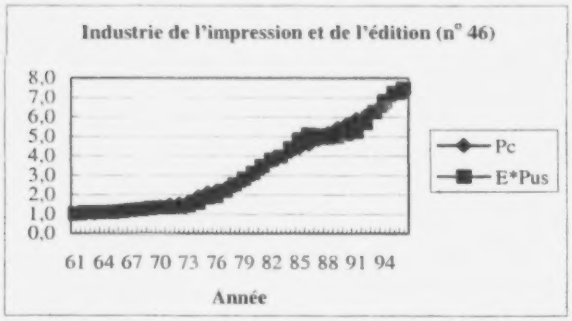

Industrie du papier-toiture asphalté
(n° 43)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

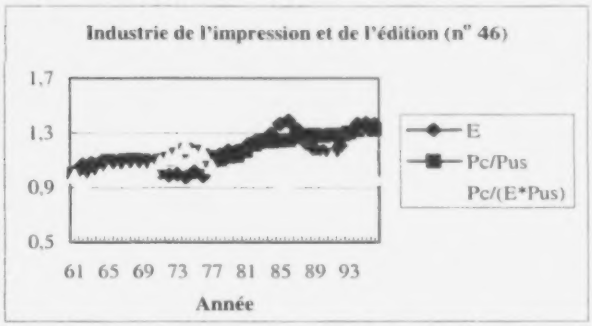

Industrie des boîtes en carton et des sacs en
papier (n° 44)
7,0
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

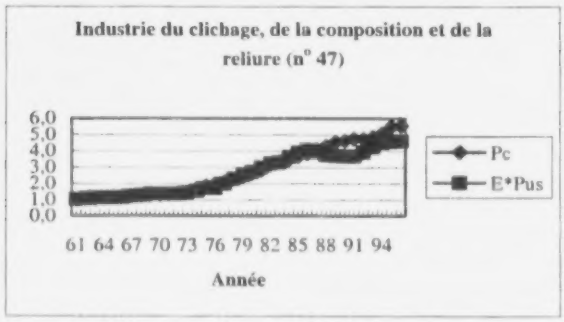

Industrie des boîtes en carton et des sacs en
papier (n° 44)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

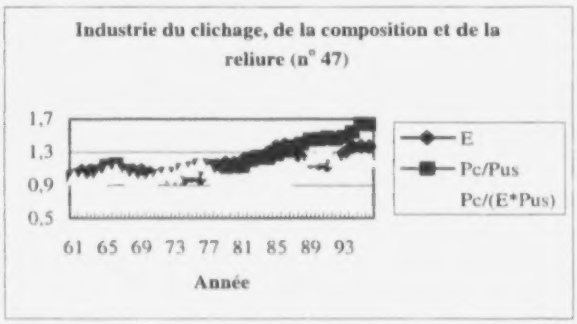

Autres industries des produits en papier
transformé (n° 45)
7,0
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

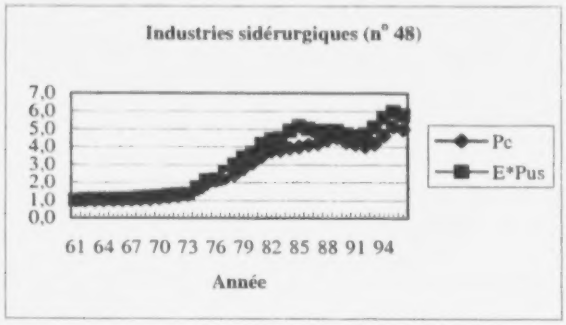

Autres industries des produits en papier
transformé (n° 45)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

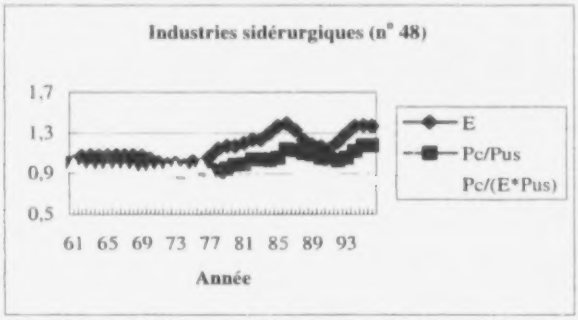

Industrie de l'impression et de l'édition (n° 46)
8,0
7,0
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

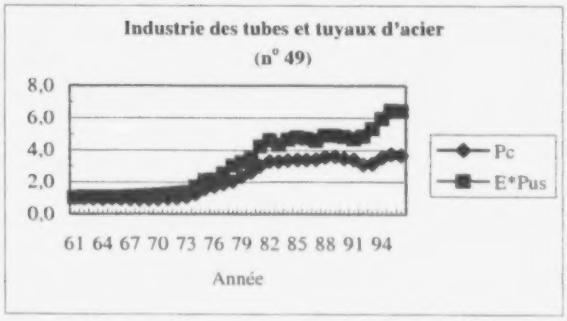

Industrie de l'impression et de l'édition (n° 46)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

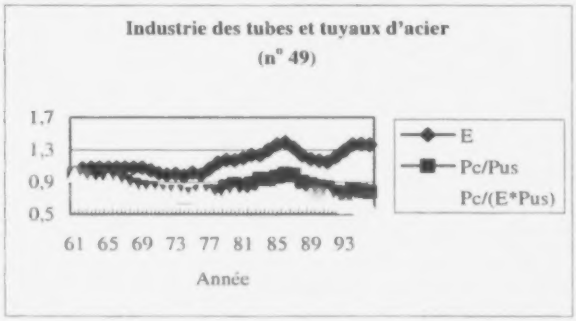

Industrie du clichage, de la composition et de la reliure (n° 47)
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

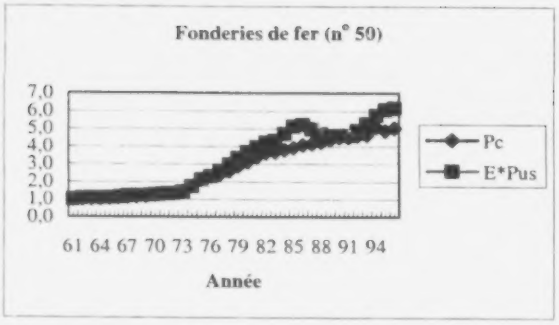

Industrie du clichage, de la composition et de la reliure (n° 47)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

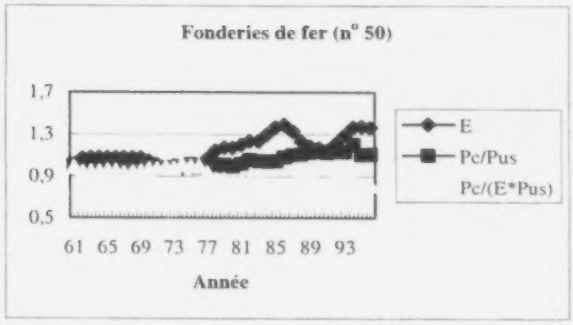

Industries sidérurgiques (n° 48)
7,0
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

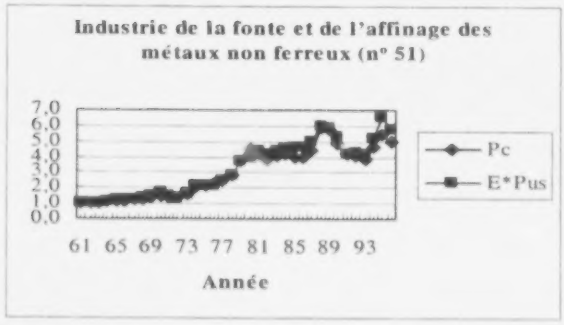

Industries sidérurgiques (n° 48)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

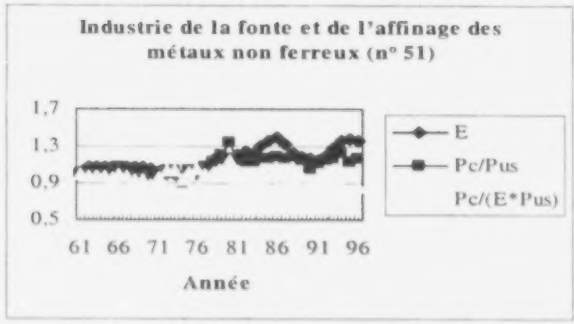

Industrie des tubes et tuyaux d'acier (n° 49)
8,0
6,0
4,0
2,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

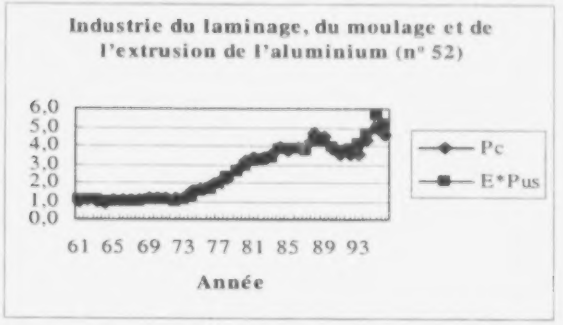

Industrie des tubes et tuyaux d'acier (n° 49)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

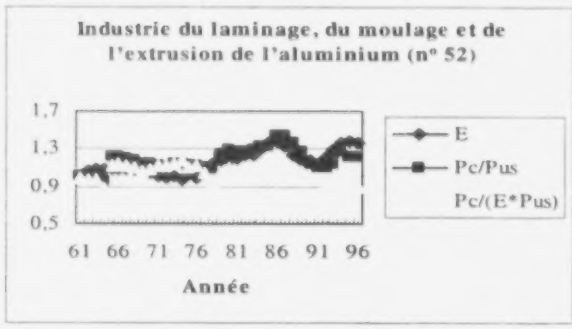

Fonderies de fer (n° 50)
7,0
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

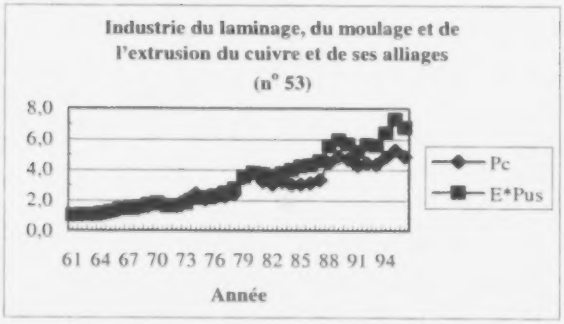

Fonderies de fer (n° 50)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

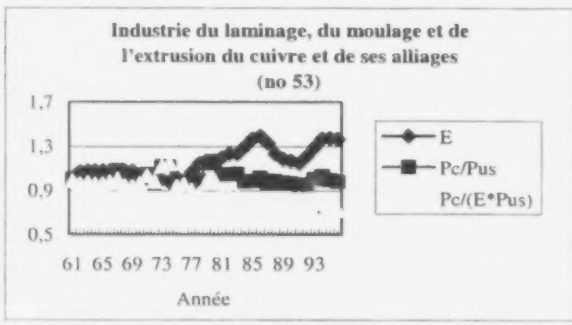

Industrie de la fonte et de l'affinage des métaux non ferreux (n° 51)
7,0
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
Pc
E*Pus

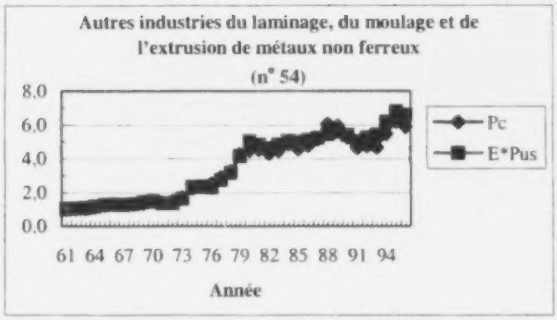

Industrie de la fonte et de l'affinage des métaux non ferreux (n° 51)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 66 71 76 81 86 91 96
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

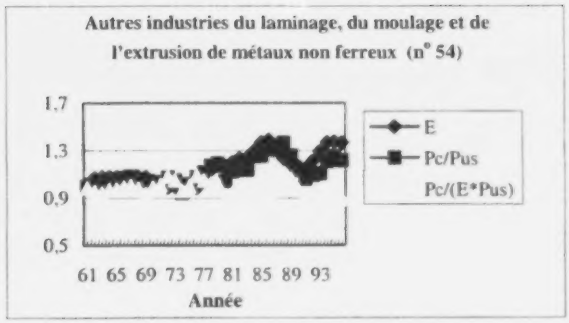

Industrie du laminage, du moulage et de l'extrusion de l'aluminium (n° 52)
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
Pc
E*Pus

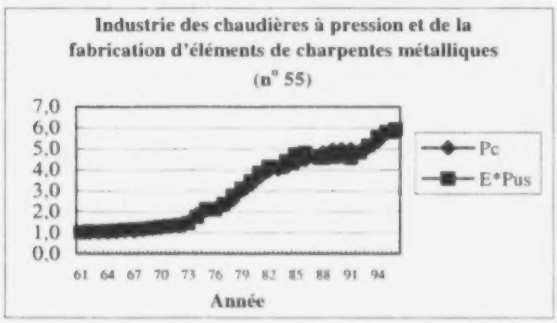

Industrie du laminage, du moulage et de l'extrusion de l'aluminium (n° 52)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 66 71 76 81 86 91 96
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

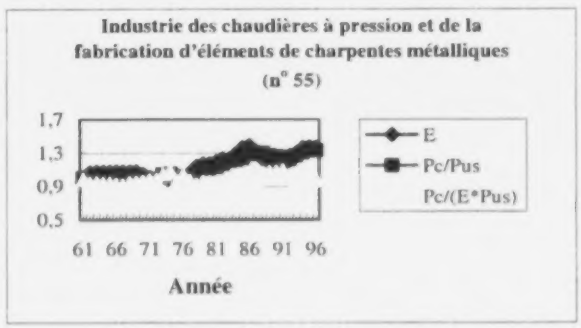

Industrie du laminage, du moulage et de l'extrusion du cuivre et de ses alliages (n° 53)
8,0
6,0
4,0
2,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

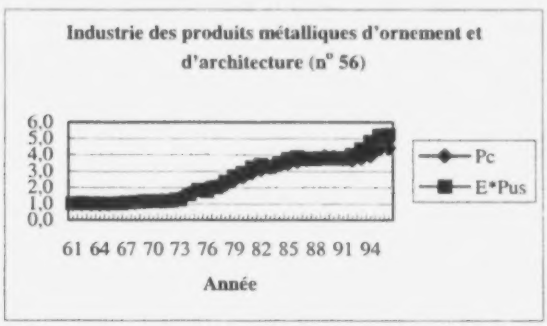

Industrie du laminage, du moulage et de l'extrusion du cuivre et de ses alliages (no 53)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

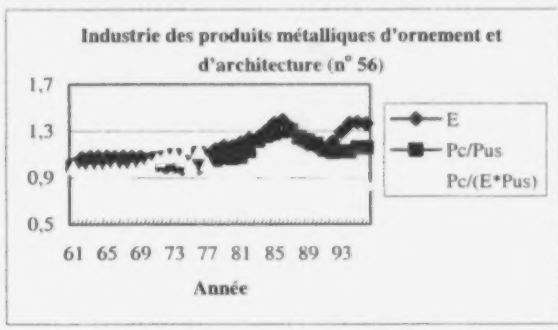

Autres industries du laminage, du moulage et de l'extrusion de métaux non ferreux (n° 54)
8,0
6,0
4,0
2,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

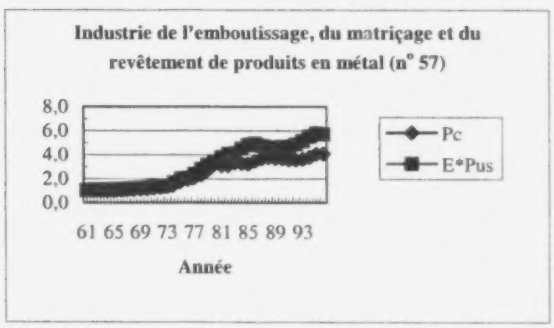

Autres industries du laminage, du moulage et de l'extrusion de métaux non ferreux (n° 54)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

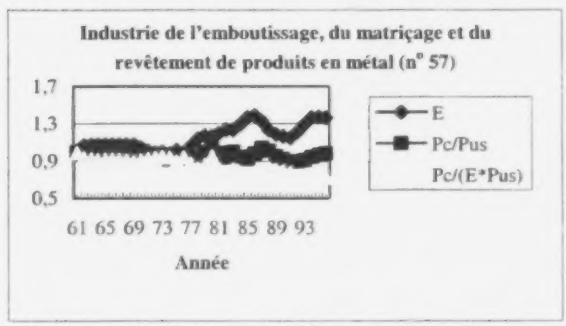

Industrie des chaudières à pression et de la fabrication d'éléments de charpentes métalliques (n° 55)
7,0
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

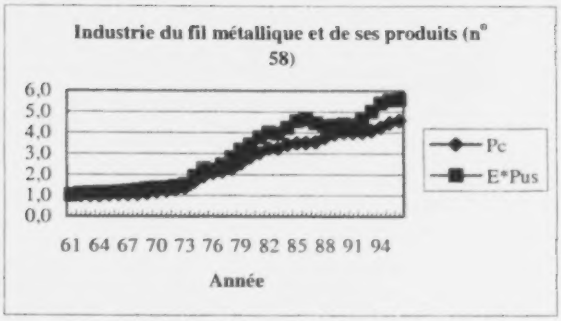

Industrie des chaudières à pression et de la fabrication d'éléments de charpentes métalliques (n° 55)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 66 71 76 81 86 91 96
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

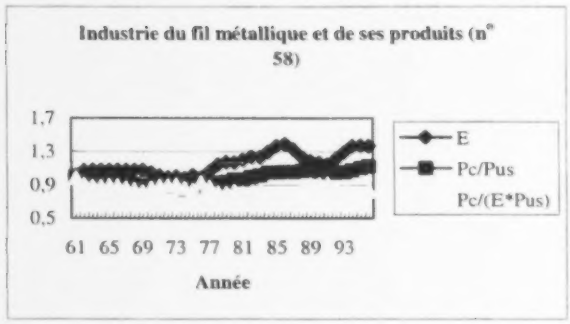

Industrie des produits métalliques d'ornement et d'architecture (n° 56)
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

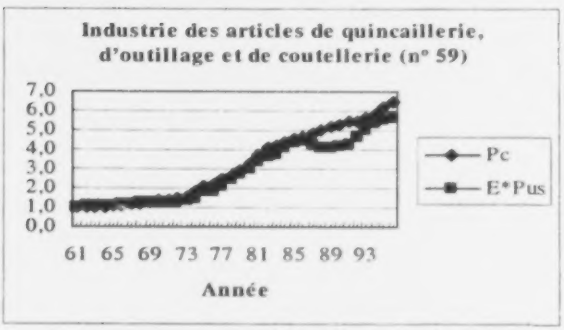

Industrie des produits métalliques d'ornement et d'architecture (n° 56)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

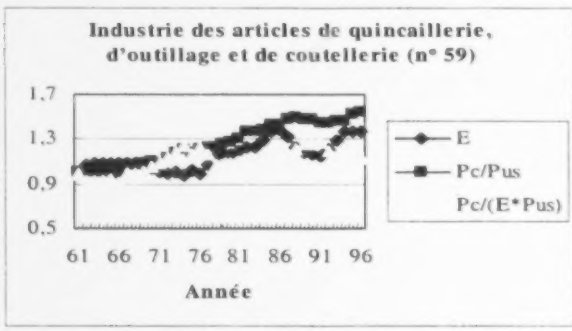

Industrie de l'emboutissage, du matriçage et du revêtement de produits en métal (n° 57)
8,0
6,0
4,0
2,0
0,0
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
Pc
E*Pus

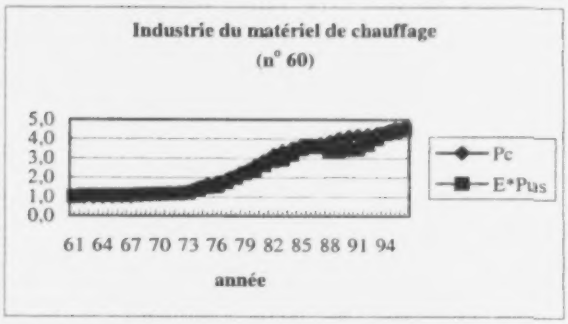

Industrie de l'emboutissage, du matriçage et du revêtement de produits en métal (n° 57)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

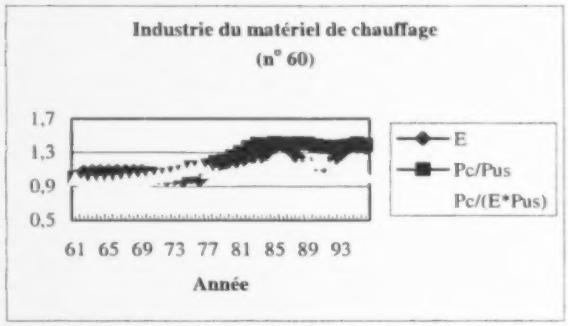

Industrie du fil métallique et de ses produits (n° 58)
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

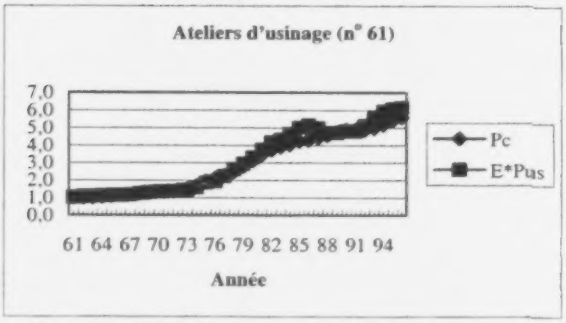

Industrie du fil métallique et de ses produits (n° 58)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

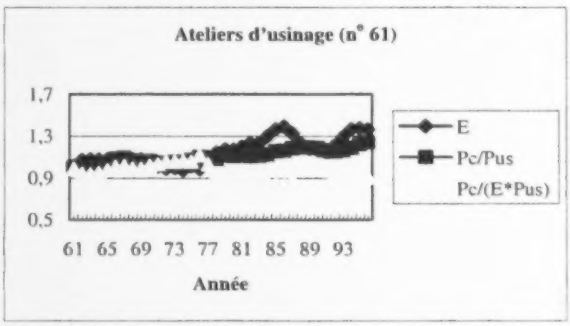

Industrie des articles de quincaillerie, d'outillage et de coutellerie (n° 59)
7,0
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
Pc
E*Pus

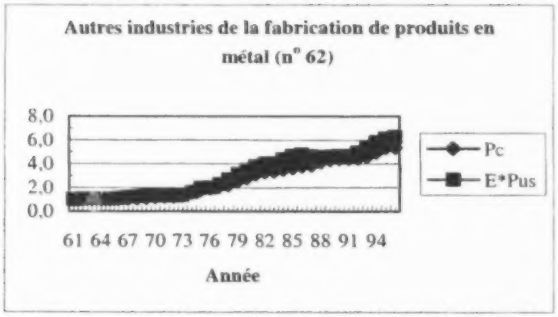

Industrie des articles de quincaillerie, d'outillage et de coutellerie (n° 59)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 66 71 76 81 86 91 96
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

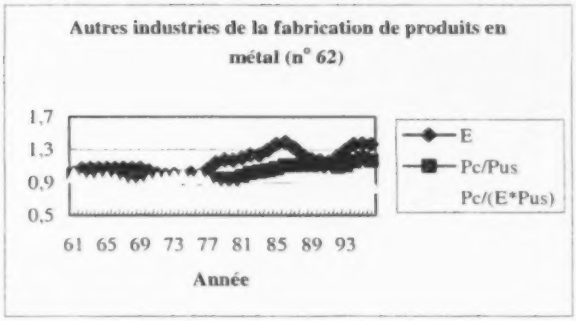

Industrie du matériel de chauffage (n° 60)
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
année
Pc
E*Pus

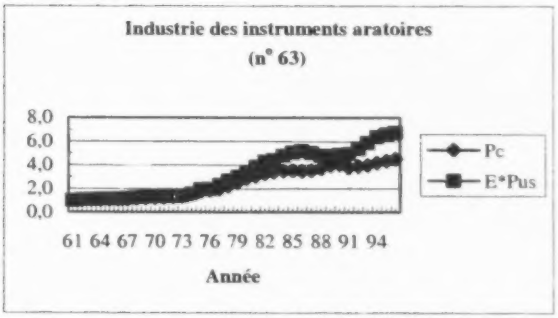

Industrie du matériel de chauffage (n° 60)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

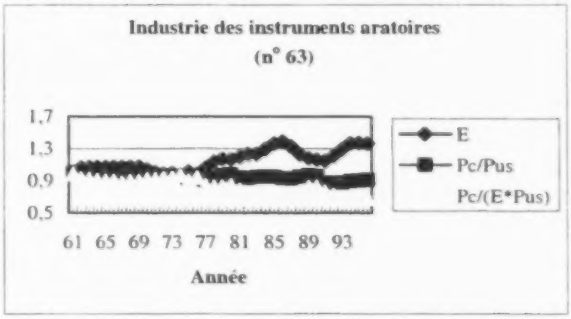

Ateliers d'usinage (n° 61)
7,0
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

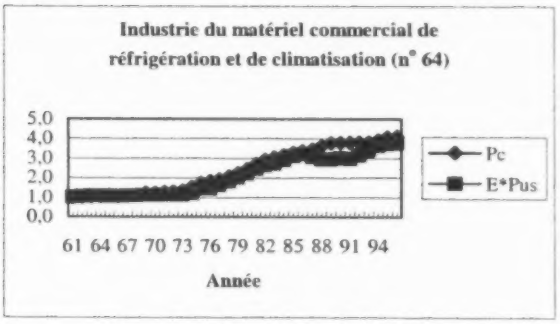

Ateliers d'usinage (n° 61)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

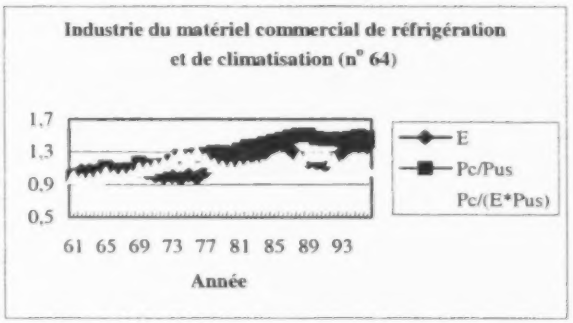

Autres industries de la fabrication de produits en métal (n° 62)
8,0
6,0
4,0
2,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

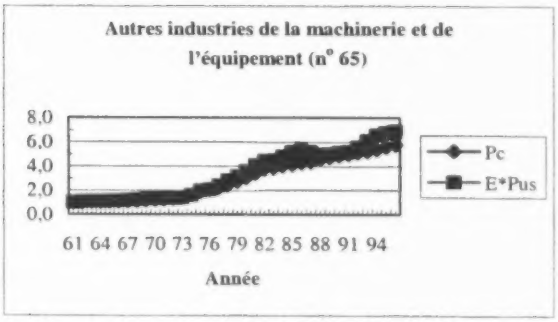

Autres industries de la fabrication de produits en métal (n° 62)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

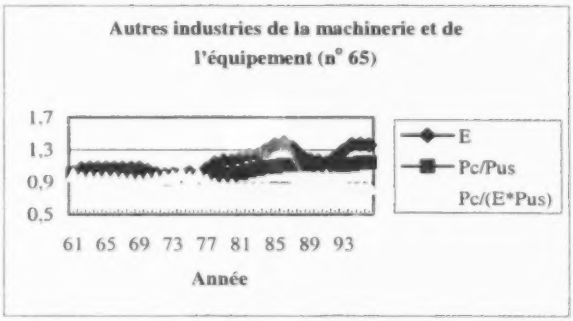

Industrie des instruments aratoires (n° 63)
8,0
6,0
4,0
2,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

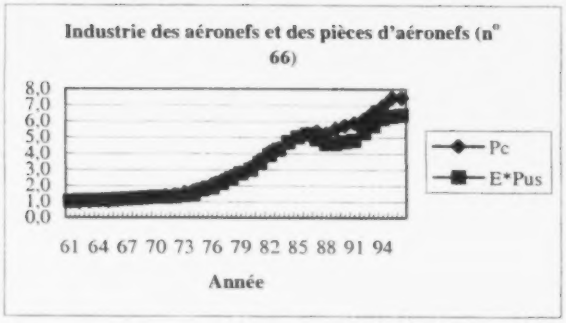

Industrie des instruments aratoires (n° 63)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

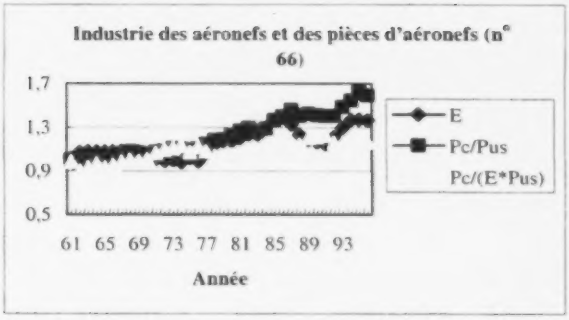

Industrie du matériel commercial de réfrigération et de climatisation (n° 64)
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

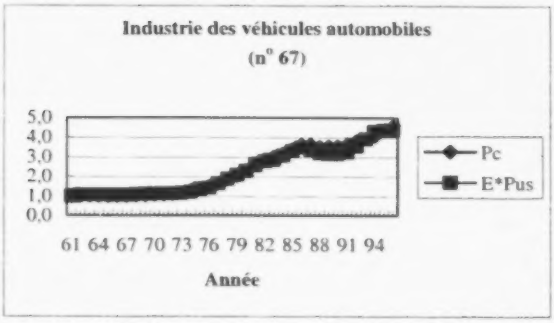

Industrie du matériel commercial de réfrigération et de climatisation (n° 64)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

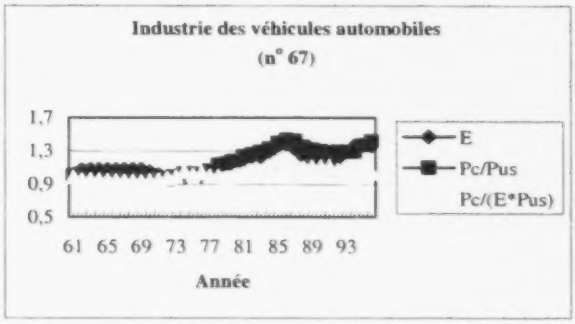

Autres industries de la machinerie et de l'équipement (n° 65)
8,0
6,0
4,0
2,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

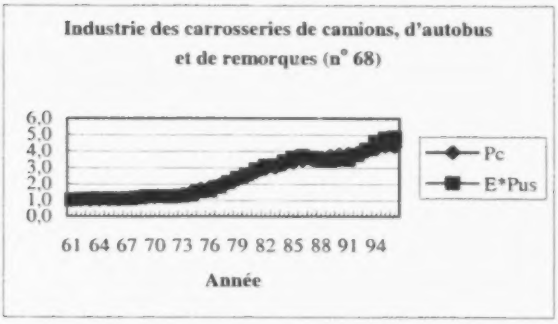

Autres industries de la machinerie et de l'équipement (n° 65)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

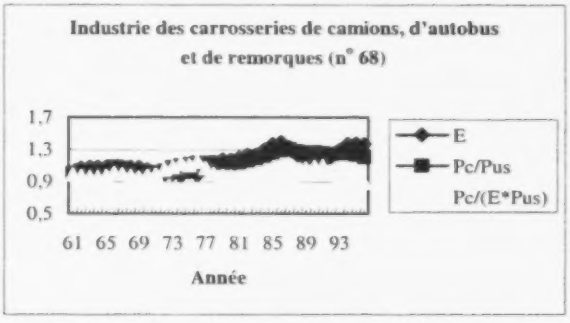

Industrie des aéronefs et des pièces d'aéronefs (n° 66)
8,0
7,0
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

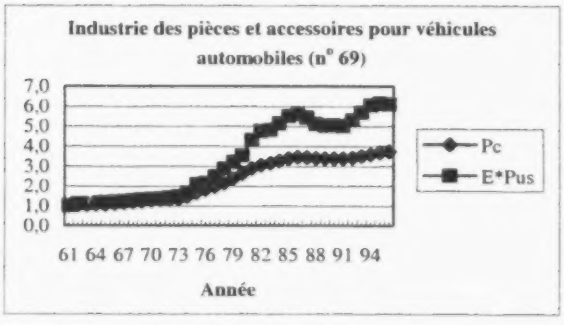

Industrie des aéronefs et des pièces d'aéronefs (n° 66)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

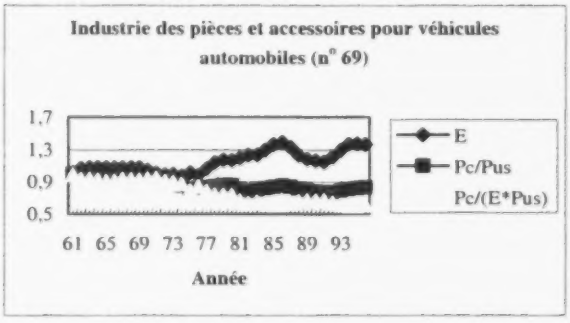

Industrie des véhicules automobiles (n° 67)
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

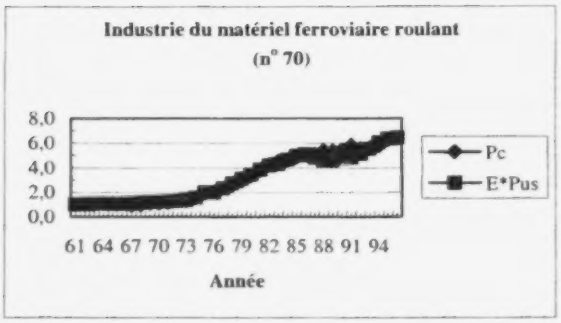

Industrie des véhicules automobiles (n° 67)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

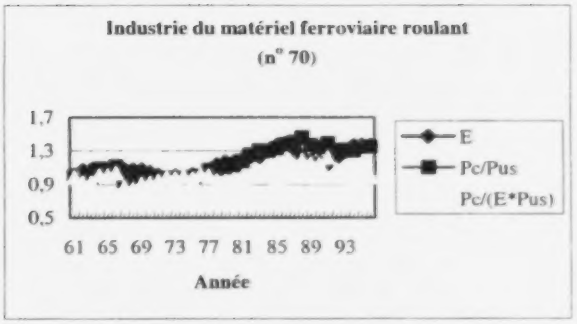

Industrie des carrosseries de camions, d'autobus et de remorques (n° 68)
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

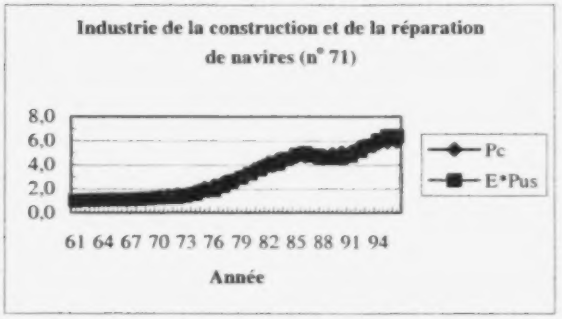

Industrie des carrosseries de camions, d'autobus et de remorques (n° 68)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

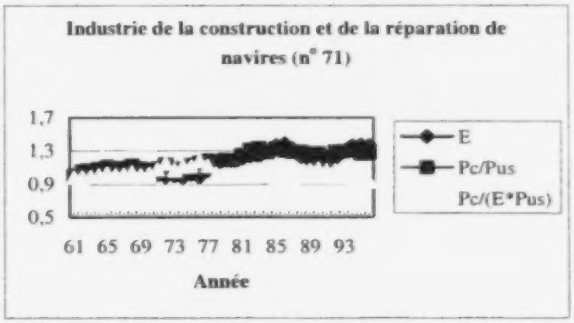

Industrie des pièces et accessoires pour véhicules automobiles (n° 69)
7,0
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

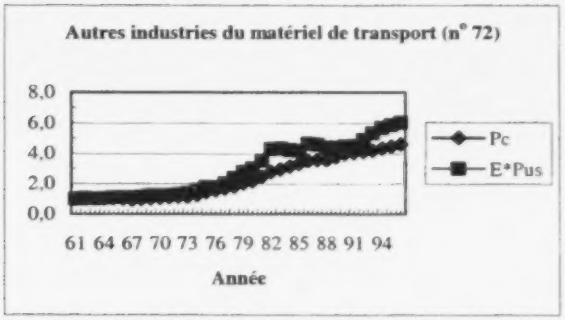

Industrie des pièces et accessoires pour véhicules automobiles (n° 69)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

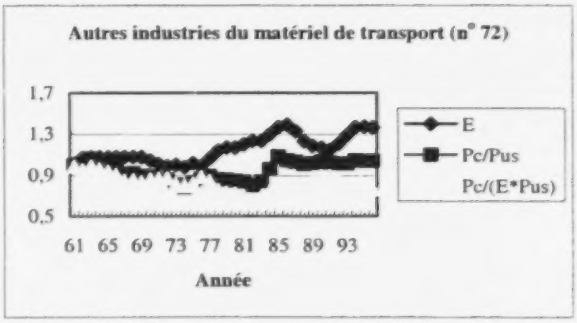

Industrie du matériel ferroviaire roulant
(n° 70)
8,0
6,0
4,0
2,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

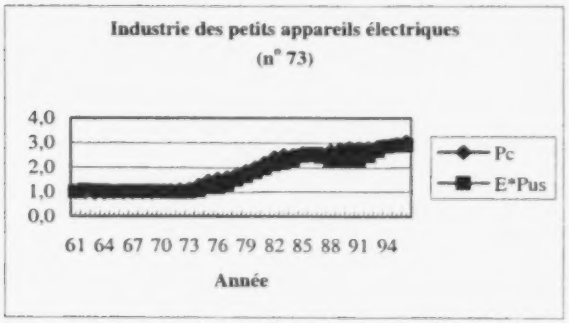

Industrie du matériel ferroviaire roulant
(n° 70)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

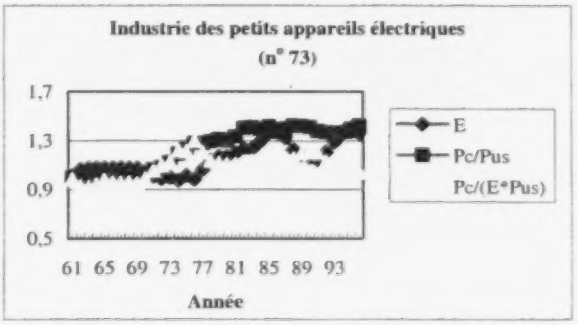

Industrie de la construction et de la réparation
de navires (n° 71)
8,0
6,0
4,0
2,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

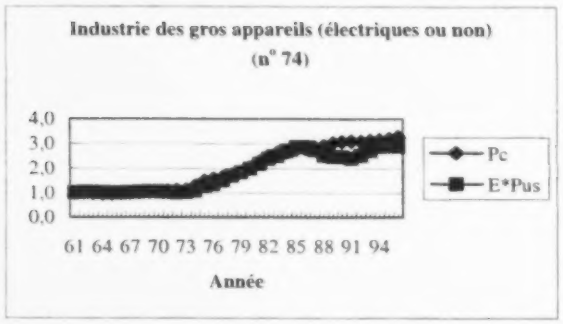

Industrie de la construction et de la réparation de
navires (n° 71)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

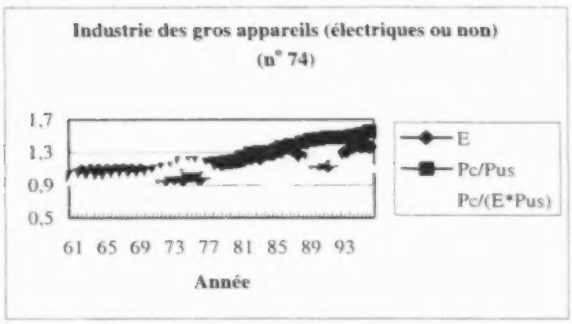

Autres industries du matériel de transport (n° 72)
8,0
6,0
4,0
2,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

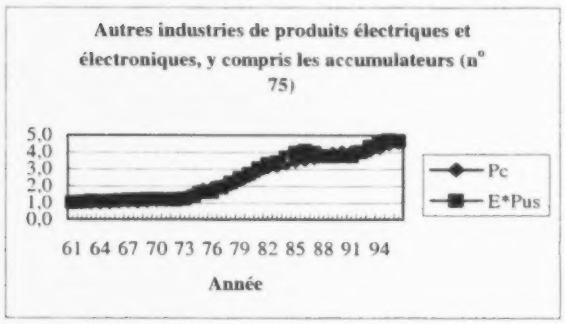

Autres industries du matériel de transport (n° 72)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

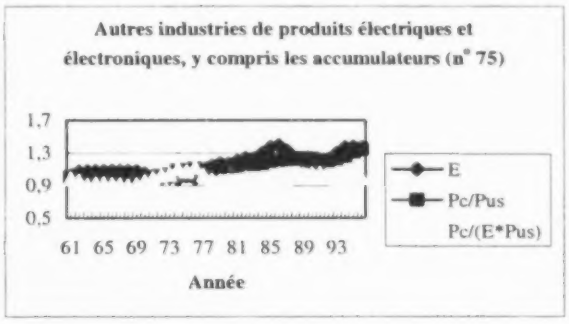

Industrie des petits appareils électriques
(n° 73)
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

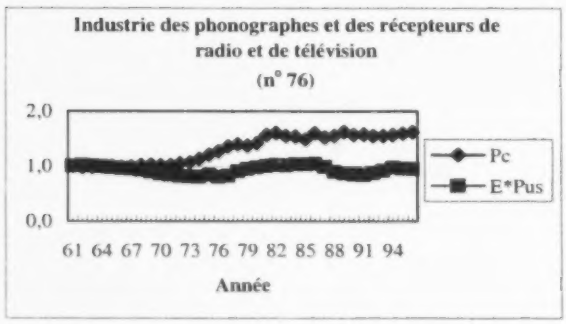

Industrie des petits appareils électriques
(n° 73)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

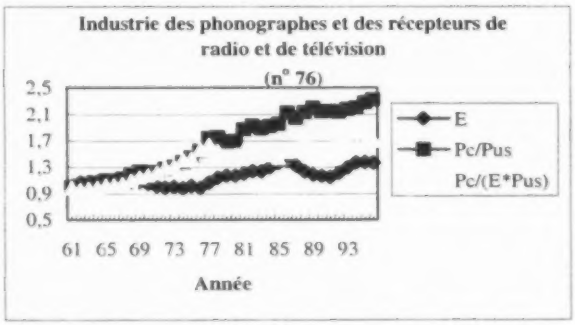

Industrie des gros appareils (électriques ou non) (n° 74)
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

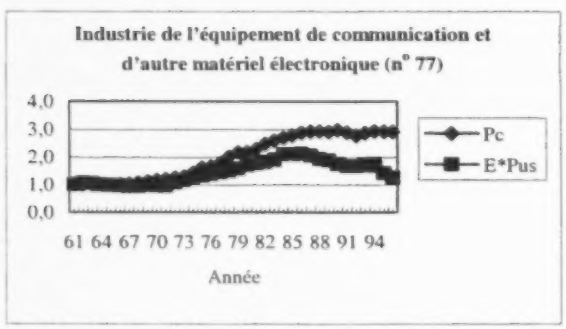

Industrie des gros appareils (électriques ou non) (n° 74)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

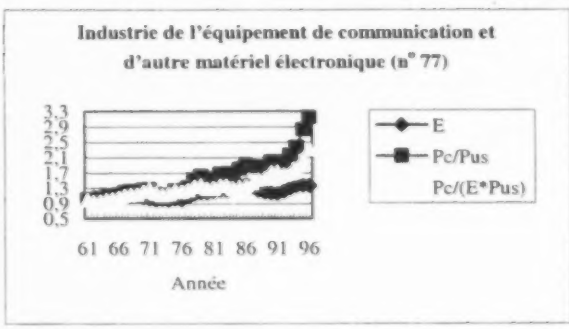

Autres industries de produits électriques et électroniques, y compris les accumulateurs (n° 75)
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

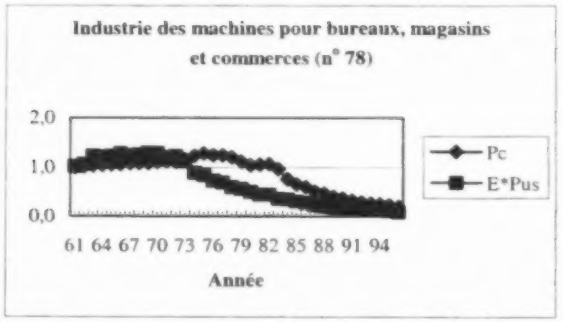

Autres industries de produits électriques et électroniques, y compris les accumulateurs (n° 75)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

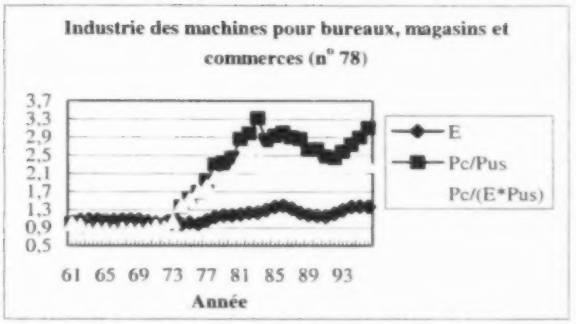

Industrie des phonographes et des récepteurs de radio et de télévision (n° 76)
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

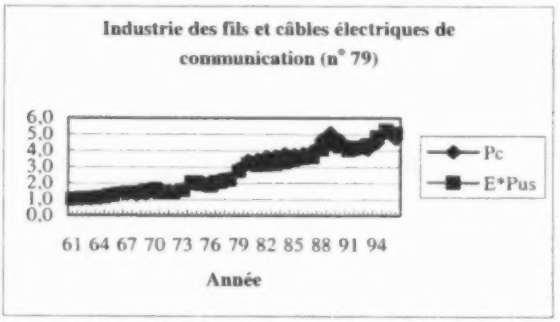

Industrie des phonographes et des récepteurs de radio et de télévision (n° 76)
2,5
2,1
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

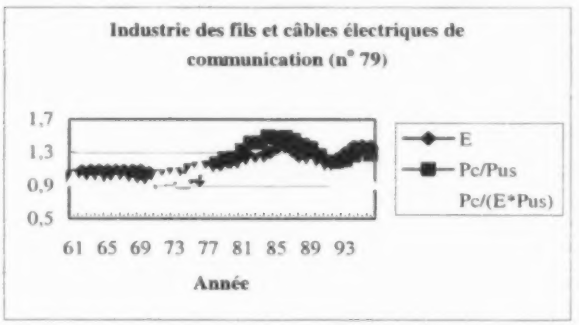

Industrie de l'équipement de communication et d'autre matériel électronique (n° 77)
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

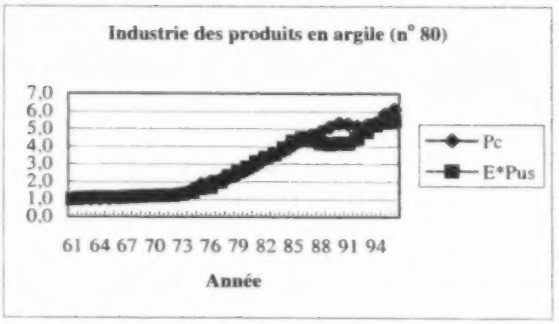

Industrie de l'équipement de communication et d'autre matériel électronique (n° 77)
61 66 71 76 81 86 91 96
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

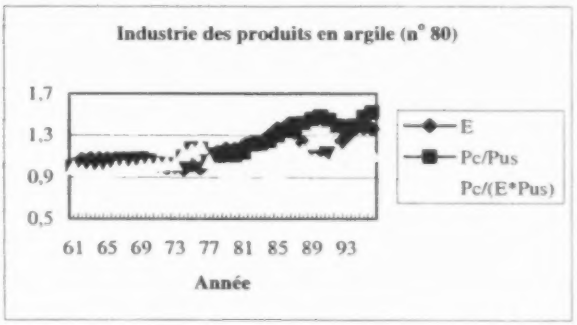

Industrie des machines pour bureaux, magasins et commerces (n° 78)
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

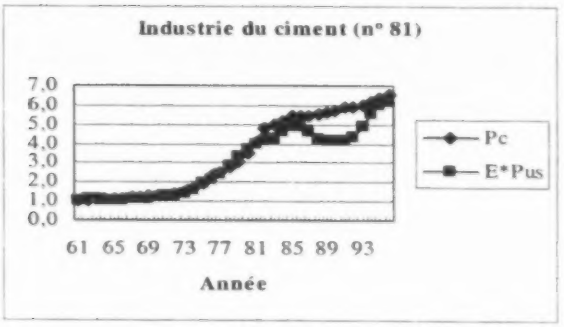

Industrie des machines pour bureaux, magasins et commerces (n° 78)
3,7
3,3
2,9
2,5
2,1
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

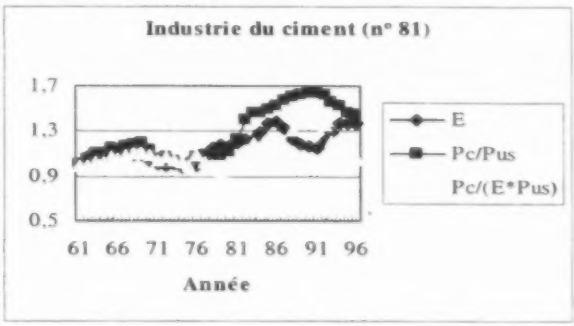

Industrie des fils et câbles électriques de communication (n° 79)
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

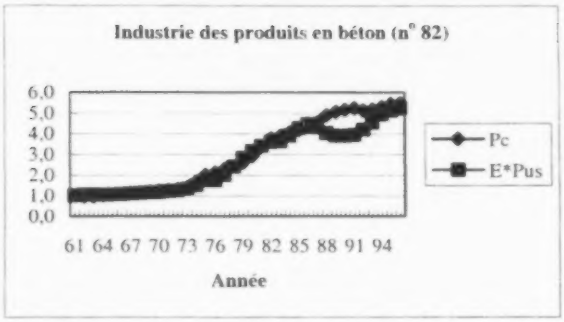

Industrie des fils et câbles électriques de communication (n° 79)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

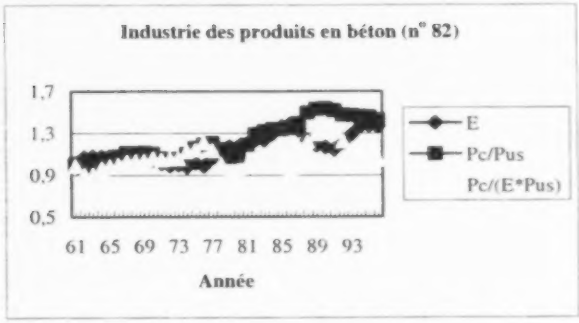

Industrie des produits en argile (n° 80)
7,0
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

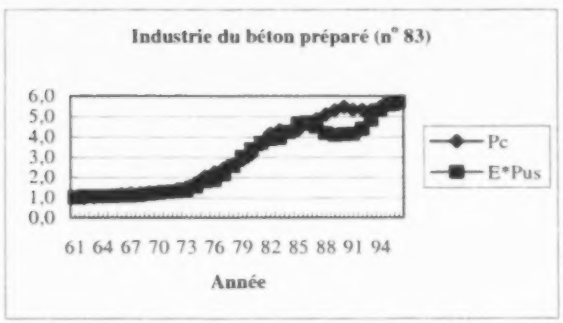

Industrie des produits en argile (n° 80)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

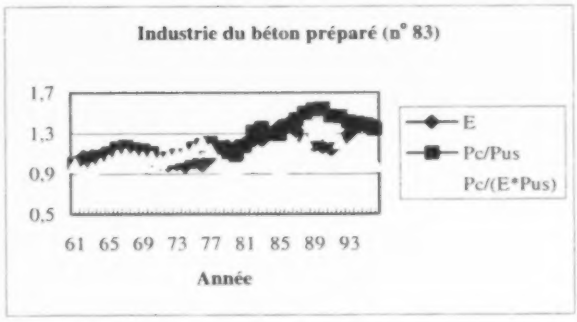

Industrie du ciment (n° 81)
7,0
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
Pc
E*Pus

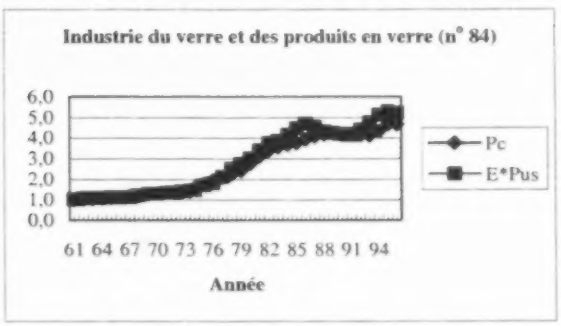

Industrie du ciment (n° 81)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 66 71 76 81 86 91 96
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

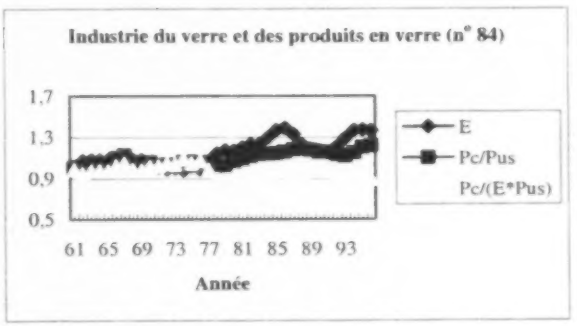

Industrie des produits en béton (n° 82)
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

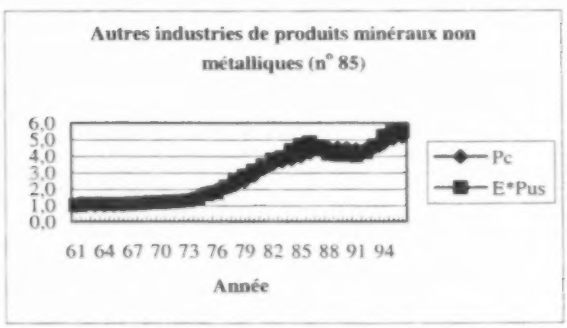

Industrie des produits en béton (n° 82)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

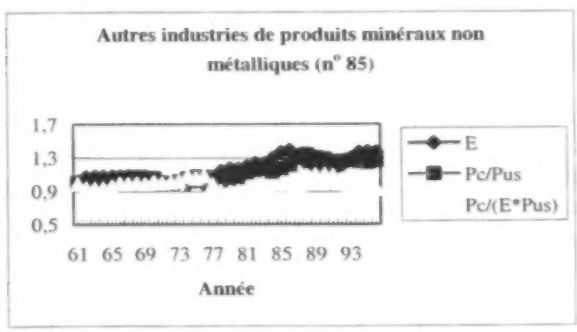

Industrie du béton préparé (n° 83)
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

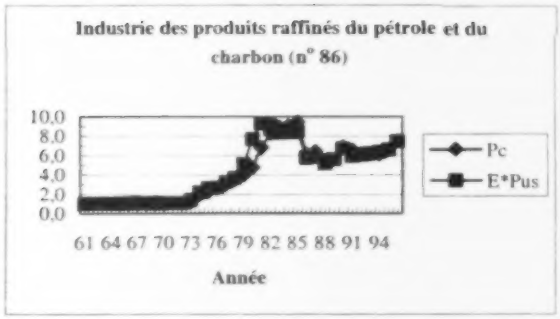

Industrie du béton préparé (n° 83)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

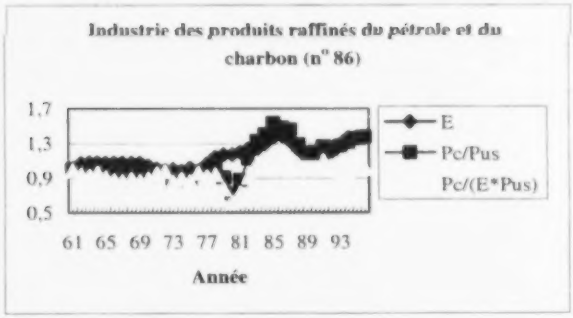

Industrie du verre et des produits en verre (n° 84)
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

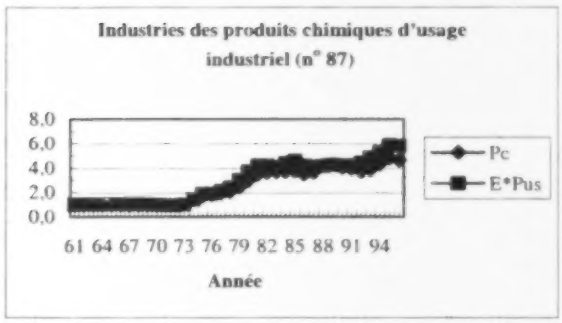

Industrie du verre et des produits en verre (n° 84)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

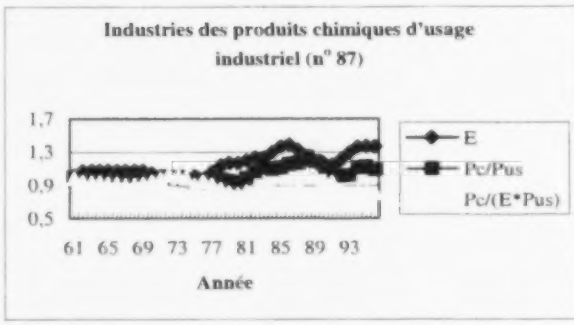

Autres industries de produits minéraux non métalliques (n° 85)
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

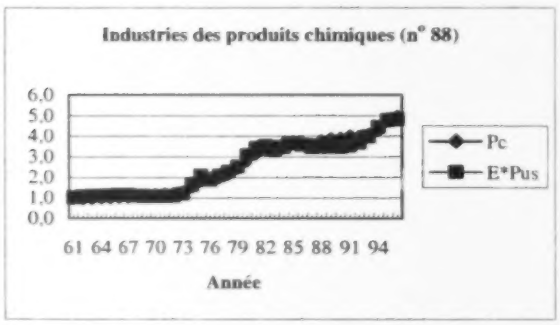

Autres industries de produits minéraux non métalliques (n° 85)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

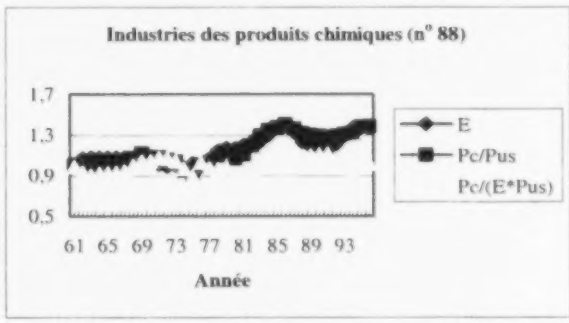

Industrie des produits raffinés du pétrole et du charbon (n° 86)
10,0
8,0
6,0
4,0
2,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

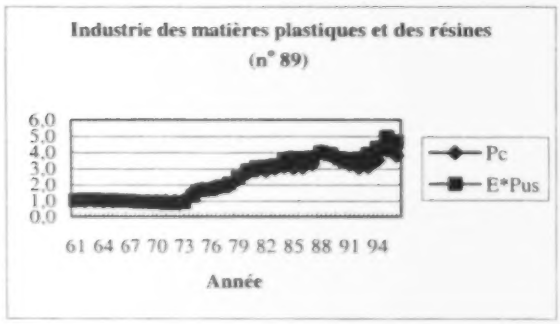

Industrie des produits raffinés du pétrole et du charbon (n° 86)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

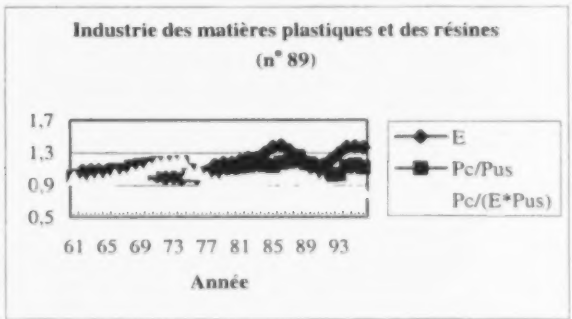

Industries des produits chimiques d'usage industriel (n° 87)
8,0
6,0
4,0
2,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

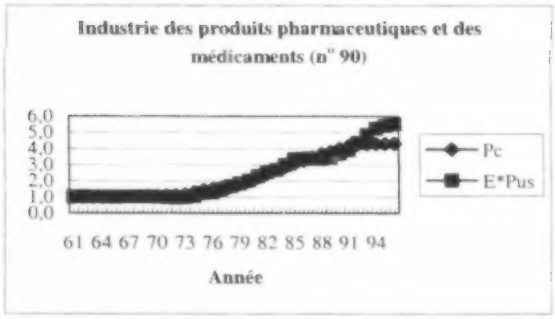

Industries des produits chimiques d'usage industriel (n° 87)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

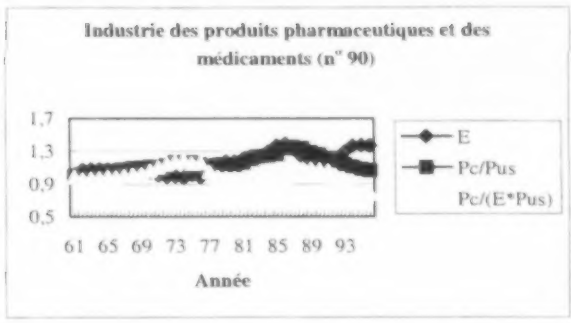

Industries des produits chimiques (n° 88)
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

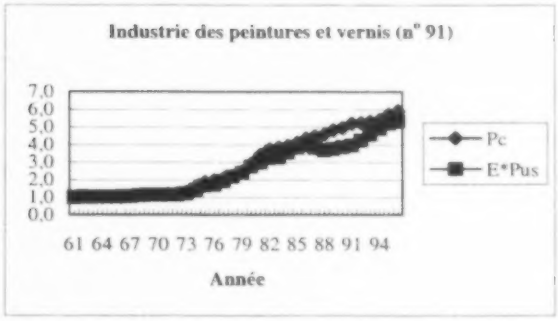

Industries des produits chimiques (n° 88)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

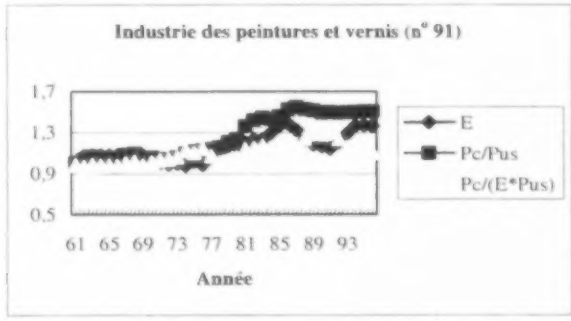

Industrie des matières plastiques et des résines (n° 89)
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

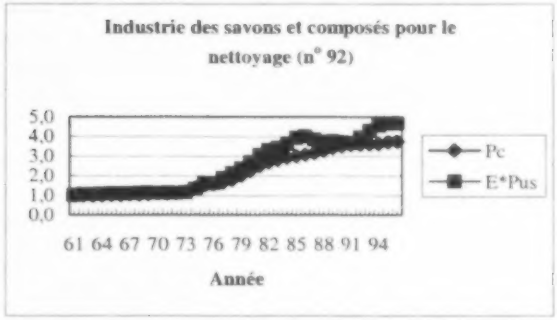

Industrie des matières plastiques et des résines (n° 89)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

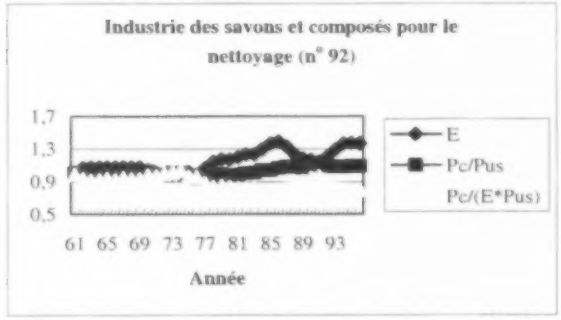

Industrie des produits pharmaceutiques et des médicaments (n° 90)
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

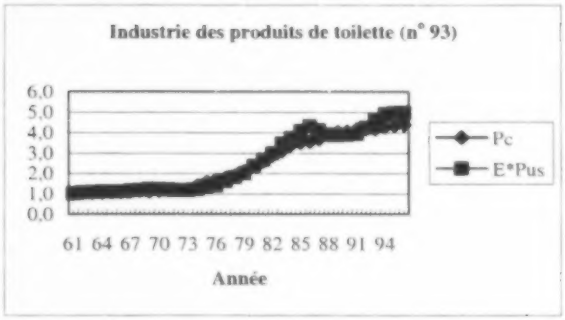

Industrie des produits pharmaceutiques et des médicaments (n° 90)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

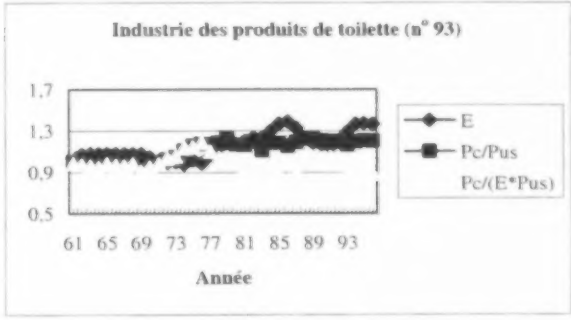

Industrie des peintures et vernis (n° 91)
7,0
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

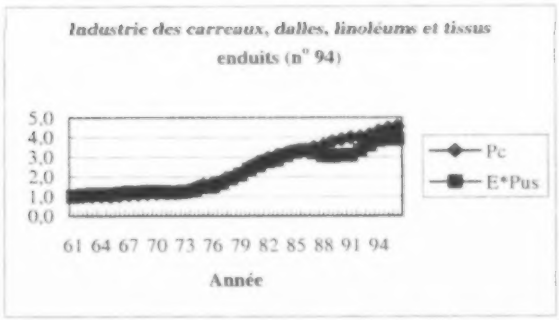

Industrie des peintures et vernis (n° 91)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

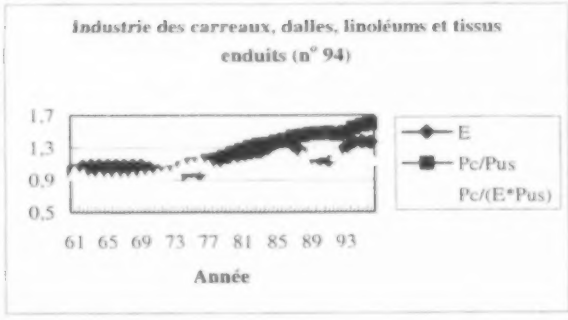

Industrie des savons et composés pour le nettoyage (n° 92)
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

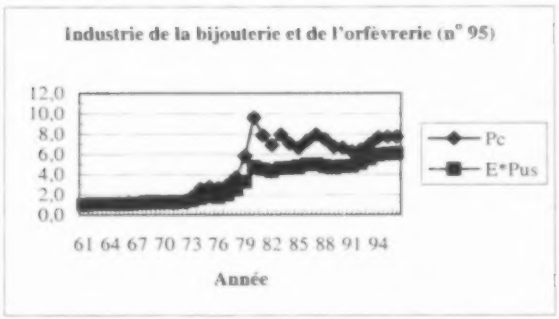

Industrie des savons et composés pour le nettoyage (n° 92)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

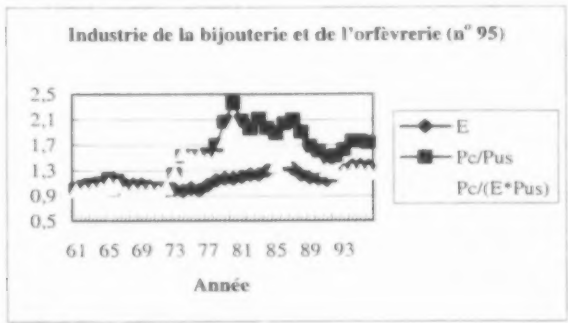

Industrie des produits de toilette (n° 93)
6,0
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

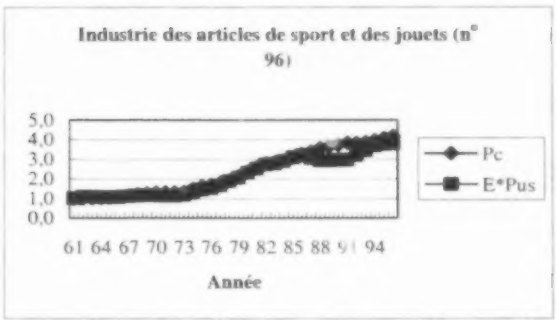

Industrie des produits de toilette (n° 93)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

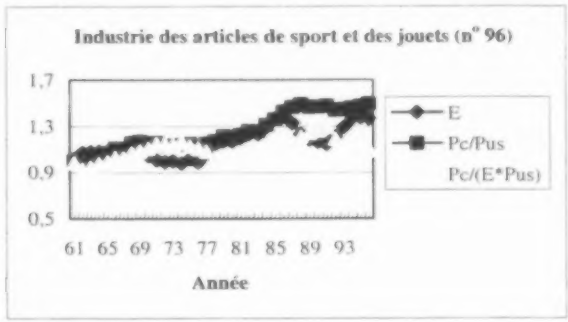

Industrie des carreaux, dalles, linoléums et tissus enduits (n° 94)
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus

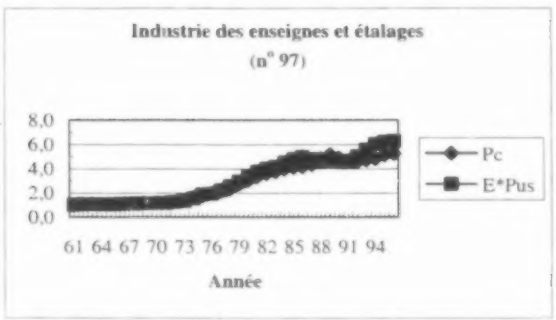

Industrie des carreaux, dalles, linoléums et tissus enduits (n° 94)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

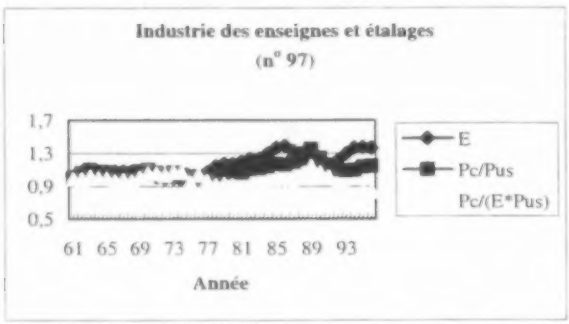

Industrie de la bijouterie et de l'orfèvrerie (n° 95)
12,0
10,0
8,0
6,0
4,0
2,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus


Industrie de la bijouterie et de l'orfèvrerie (n° 95)
2,5
2,1
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)


Industrie des articles de sport et des jouets (n° 96)
5,0
4,0
3,0
2,0
1,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus


Industrie des articles de sport et des jouets (n° 96)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)


Industrie des enseignes et étalages (n° 97)
8,0
6,0
4,0
2,0
0,0
61 64 67 70 73 76 79 82 85 88 91 94
Année
Pc
E*Pus


Industrie des enseignes et étalages (n° 97)
1,7
1,3
0,9
0,5
61 65 69 73 77 81 85 89 93
Année
E
Pc/Pus
Pc/(E*Pus)

Annexe B

Tableau B1

	Industrie	MCOEM (sans effets fixes de période, avec effets fixes d'industrie)		MCO (sans effets fixes de période, avec effets fixes d'industrie)		SUR (sans effets fixes de période, avec effets fixes d'industrie)		MCOEM (avec effets fixes de période, avec effets fixes d'industrie)		MCO (avec effets fixes de période, avec effets fixes d'industrie)		SUR (avec effets fixes de période, avec effets fixes d'industrie)	
		Coeff.	*Stat. t*	*Coeff.*	*Stat. t*	*Coeff.*	*Stat. t*	*Coeff.*	*Stat. t*	*Coeff.*	*Stat. t*	*Coeff.*	*Stat. t*
14	Industrie de la volaille, de la viande et de ses produits	1,08	4,95	1,07	84,28	1,06	130,14	0,75	-5,52	0,76	16,24	0,74	41,52
15	Industrie de la transformation du poisson	1,05	-1,32	1,03	54,75	1,01	99,53	1,09	-0,93	1,09	21,74	1,09	61,82
16	Industrie de la préparation des fruits et des légumes	1,03	-1,15	1,02	60,38	0,99	121,56	1	-0,02	0,98	10,60	0,92	22,36
17	Industrie laitière	1,35	7,30	1,33	45,01	1,28	70,71	-2,67	-7,74	-2,23	-7,05	-2,14	-32,83
18	Industrie des aliments pour animaux, du sucre de canne et de betterave et de produits alimentaires divers	1,09	4,39	1,08	64,30	1,06	106,30	0,59	-4,00	0,63	10,68	0,64	33,15
19	Industrie des huiles végétales (sauf l'huile de maïs)	0,98	-0,30	0,95	26,98	0,96	45,60	0,82	-2,01	0,77	13,33	0,75	36,92
20	Industrie des biscuits, du pain et autres produits de boulangerie	1,09	3,88	1,09	69,28	1,07	134,86	1,26	2,75	1,30	25,06	1,29	82,99
21	Industrie des boissons gazeuses	1,05	-1,07	1,04	38,09	1,01	69,17	1,12	-0,36	1,03	6,51	1,03	43,98
22	Industrie des produits de distillation	1,12	2,22	1,10	35,53	1,09	71,76	0,75	-2,50	0,74	13,64	0,74	49,49
23	Industrie de la bière	1,57	6,95	1,52	34,72	1,49	65,39	-0,68	-3,46	-0,61	-2,85	-0,57	-14,32
24	Industrie du vin	1,00	-0,17	0,99	46,79	0,96	61,19	0,61	-1,65	0,43	2,20	0,39	8,02
25	Industries des produits du tabac	0,97	-0,88	0,98	48,46	0,99	89,31	0,79	-2,85	0,74	14,40	0,74	54,28
26	Industries des produits en caoutchouc	0,91	-3,71	0,89	55,37	0,88	112,95	1,75	-0,81	1,41	3,19	1,43	28,33
27	Industries des produits en matière plastique	1,02	-0,50	1,00	48,92	0,98	105,98	1,07	-0,3	1,14	9,09	1,12	58,57
28	Industrie du cuir, de la chaussure et des produits du cuir divers et des produits connexes	0,98	-0,44	0,98	52,90	0,96	104,82	0,25	-6,91	0,33	4,79	0,34	29,66
29	Industrie des fibres, des filés et des tissus tissés chimiques et des filés et des tissus tissés en laine	1,04	-1,10	1,03	44,18	1,00	73,99	0,97	-0,43	0,94	23,43	0,94	74,83
30	Industrie des tissus larges, à mailles	0,80	-4,38	0,75	26,08	0,75	53,80	1,24	6,38	1,24	47,97	1,24	116,84
31	Industrie des produits textiles divers	1,08	2,60	1,07	52,01	1,05	94,19	0,57	-1,87	0,60	5,13	0,61	38,88
32	Industrie des tapis, carpettes et moquettes	0,96	-1,25	0,94	36,65	0,93	82,39	1,07	1,72	1,07	42,02	[illegible]	122,71
33	Industrie des vêtements et des bas et chaussettes	1,09	2,07	1,09	41,70	1,06	85,45	0,72	-5,96	0,70	26,33	[illegible]	33,83
34	Scieries, ateliers de rabotage et usines de bardeaux	0,88	-8,93	0,87	85,00	0,86	118,89	0,48	-3,86	0,56	8,22	0,56	37,13
35	Industries des placages et contre-plaqués	0,99	-0,14	0,99	38,94	0,98	66,78	0,82	-1,18	0,81	7,86	0,8	45,89
36	Industries des portes, châssis et autres bois travaillés	1,01	-0,13	1,00	36,28	0,97	81,81	0,88	-0,57	0,79	7,21	0,79	36,08
37	Industries des boîtes et des cercueils	1,17	2,84	1,16	32,92	1,12	68,79	0,7	-0,74	0,68	3,52	0,67	34,97
38	Autres industries du bois	1,06	-0,68	1,07	24,00	1,04	42,48	1,29	-0,39	1,24	3,17	1,18	16,98
39	Industrie des meubles de maison	1,12	2,93	1,11	46,02	1,08	92,05	0,17	-1,65	0,13	0,56	0,14	3,61
40	Industrie des meubles de bureau	1,02	-0,95	1,01	79,55	0,99	155,78	0,93	-0,92	0,92	19,31	0,92	58,13
41	Autres industries de meubles et d'articles d'ameublement	1,08	2,04	1,07	44,92	1,04	95,97	0,8	-0,48	0,74	3,63	0,73	21,24
42	Industrie des pâtes et papiers	1,04	-1,02	1,06	48,62	1,04	75,51	0,97	-0,14	1,02	9,10	1,03	45,15
43	Industrie du papier-toiture asphalté	0,89	-4,43	0,88	49,84	0,87	71,58	0,51	-4,48	0,52	8,35	0,5	25,58
44	Industrie des boîtes en carton et des sacs en papier	0,97	-1,37	0,96	61,48	0,94	98,89	0,6	-4,21	0,57	10,34	0,58	36,78
45	Autres industries des produits en papier transformé	0,99	-0,32	0,98	62,48	0,96	102,32	0,7	-3,19	0,67	13,19	0,67	29,99
46	Industrie de l'impression et de l'édition	0,98	-0,64	0,98	58,13	0,96	111,15	0,93	-0,75	0,86	19,00	0,86	100,78
47	Industrie du clichage, de la composition et de la reliure	1,09	1,83	1,08	39,35	1,06	60,05	0,4	-1,22	0,46	1,91	0,47	13,08
48	Industries sidérurgiques	0,94	-4,26	0,93	87,28	0,92	122,84	0,5	-10,8	0,50	14,62	0,49	40,06
49	Industrie des tubes et tuyaux d'acier	0,85	-4,58	0,85	45,42	0,83	60,74	0,04	-4,43	0,07	0,65	0,06	2,67
50	Fonderies de fer	0,93	-2,86	0,92	61,58	0,90	107,01	0,38	-7,83	0,38	8,37	0,4	23,52

Tableau B1. (Suite)

	Industrie	MCOEM (sans effets fixes de période, avec effets fixes d'industrie)		MCO (sans effets fixes de période, avec effets fixes d'industrie)		SUR (sans effets fixes de période, avec effets fixes d'industrie)		MCOEM (avec effets fixes de période, avec effets fixes d'industrie)		MCO (avec effets fixes de période, avec effets fixes d'industrie)		SUR (avec effets fixes de période, avec effets fixes d'industrie)	
		Coeff.	*Stat. t*	*Coeff.*	*Stat. t*	*Coeff.*	*Stat. t*	*Coeff.*	*Stat. t*	*Coeff.*	*Stat. t*	*Coeff.*	*Stat. t*
51	Industrie de la fonte et de l'affinage des métaux non ferreux	0,96	-1,65	0,95	58,65	0,95	91,72	0,71	-1,90	0,76	8,91	0,76	44,2
52	Industrie du laminage, du moulage et de l'extrusion de l'aluminium	0,93	-2,22	0,94	47,93	0,94	61,83	0,4	-3,31	0,50	4,34	0,51	14,36
53	Industrie du laminage, du moulage et de l'extrusion du cuivre et de ses alliages	0,83	-5,00	0,84	38,39	0,82	58,80	0,51	-1,36	0,71	4,30	0,7	23,95
54	Autres industries du laminage, du moulage et de l'extrusion de métaux non ferreux	0,97	-1,37	0,97	65,47	0,95	81,63	0,79	-2,05	0,79	11,96	0,79	36,81
55	Industrie des chaudières à pression et de la fabrication d'éléments de charpentes métalliques	1,03	-1,33	1,02	79,17	1,00	123,77	0,94	-0,91	0,91	19,84	0,89	46,75
56	Industrie des produits métalliques d'ornement et d'architecture	0,95	-1,79	0,94	53,03	0,92	81,15	-0,23	-5,83	-0,06	-0,52	-0,03	-1,26
57	Industrie de l'emboutissage, du matriçage et du revêtement de produits en métal	0,85	-6,80	0,85	59,13	0,84	85,98	-0,11	-4,93	-0,20	-1,74	-0,18	-5,31
58	Industrie du fil métallique et de ses produits	0,95	-2,53	0,94	68,79	0,93	101,71	0,28	-5,34	0,22	3,24	0,24	14,45
59	Industrie des articles de quincaillerie, d'outillage et de coutellerie	1,09	2,28	1,08	49,42	1,06	93,64	1,72	2,83	1,57	11,95	1,57	41,03
60	Industrie du matériel de chauffage	1,08	2,81	1,07	61,30	1,06	102,01	0,58	-1,77	0,54	4,91	0,55	30,39
61	Ateliers d'usinage	0,94	-2,23	0,94	62,46	0,92	114,82	0,44	-7,99	0,47	11,32	0,48	36,18
62	Autres industries de la fabrication de produits en métal	0,96	-1,66	0,95	62,67	0,93	96,47	0,47	-3,90	0,42	6,31	0,4	25,09
63	Industrie des instruments aratoires	0,83	-8,32	0,83	63,79	0,82	97,84	-0,18	-21,9	-0,15	-3,92	-0,15	-7,15
64	Industrie du matériel commercial de réfrigération et de climatisation	1,07	-1,34	1,06	38,44	1,04	73,23	0,56	-5,04	0,59	11,92	0,59	24,95
65	Autres industries de la machinerie et de l'équipement	0,95	-2,77	0,94	78,61	0,92	130,91	0,57	-7,09	0,57	19,85	0,57	73,91
66	Industrie des aéronefs et des pièces d'aéronefs	1,09	2,96	1,08	68,37	1,07	117,99	1,39	4,34	1,34	23,89	1,32	58,45
67	Industrie des véhicules automobiles	1,07	3,85	1,07	82,80	1,05	120,55	1	0	0,98	9,74	0,97	42,57
68	Industrie des carrosseries de camions, d'autobus et de remorques	0,98	-0,68	0,97	50,43	0,95	87,17	0,9	-0,39	0,71	5,31	0,68	21,04
69	Industrie des pièces et accessoires pour véhicules automobiles	0,74	-27,0	0,74	112,54	0,73	156,96	-0,52	-8,85	-0,52	-5,70	-0,52	-18,62
70	Industrie du matériel ferroviaire roulant	1,07	3,08	1,06	62,77	1,06	100,98	1,27	2,29	1,23	16,91	1,22	31,94
71	Industrie de la construction et de la réparation de navires	0,98	-1,06	0,98	68,20	0,97	155,64	0,69	-5,37	0,74	16,13	0,74	26,37
72	Autres industries du matériel de transport	0,91	-2,18	0,90	43,13	0,90	78,57	0,27	-2,35	0,18	1,17	0,16	5,42
73	Industrie des petits appareils électriques	1,06	-0,85	1,06	28,94	1,05	106,23	0,72	-3,67	0,76	21,47	0,76	77,47
74	Industrie des gros appareils (électriques ou non)	1,10	1,85	1,08	34,48	1,07	118,79	0,69	-4,08	0,71	19,29	0,71	77,22
75	Autres industries de produits électriques et électroniques, y compris les accumulateurs	1,01	-0,17	0,99	53,09	0,99	147,35	0,31	-4,85	0,30	3,39	0,3	20,06
76	Industrie des phonographes et des récepteurs de radio et de télévision	0,47	-0,58	0,31	0,76	0,33	4,33	0,67	-15,2	0,68	54,78	0,68	134,75
77	Industrie de l'équipement de communication et d'autre matériel électronique	1,45	2,38	1,42	13,50	1,40	52,09	0,43	-17,8	0,42	19,83	0,42	57,86
78	Industrie des machines pour bureaux, magasins et commerces	0,72	-2,80	0,60	12,98	0,61	58,36	0,8	-4,00	0,75	32,25	0,74	133,28
79	Industrie des fils et câbles électriques de communication	1,09	1,92	1,07	46,31	1,07	125,95	0,43	-4,84	0,50	6,99	0,5	29,83
80	Industrie des produits en argile	1,07	-1,72	1,05	47,00	1,05	142,44	1,52	2,99	1,38	13,34	1,37	50,6
81	Industrie du ciment	1,09	1,91	1,07	42,23	1,07	111,67	1,13	-0,44	0,97	7,01	0,96	41,92
82	Industrie des produits en béton	1,07	-1,77	1,06	40,86	1,05	116,69	1,4	-1,21	1,12	5,96	1,09	20,85
83	Industrie du béton préparé	1,04	-1,06	1,03	41,84	1,02	108,67	1,04	-0,21	0,89	7,21	0,87	24,75
84	Industrie du verre et des produits en verre	0,92	-3,50	0,92	61,49	0,91	166,09	-0,04	-5,42	0,13	1,31	0,14	5,39
85	Autres industries de produits minéraux non métalliques	0,99	-0,31	0,98	52,04	0,97	152,48	0,69	-2,88	0,61	10,78	0,61	28,59
86	Industrie des produits raffinés du pétrole et du charbon	1,04	-1,07	1,03	43,85	1,03	79,66	0,98	-0,18	0,94	16,46	0,94	72,91

Tableau B1. (Fin)

	Industrie	MCOEM (sans effets fixes de période, avec effets fixes d'industrie)		MCO (sans effets fixes de période, avec effets fixes d'industrie)		SUR (sans effets fixes de période, avec effets fixes d'industrie)		MCOEM (avec effets fixes de période, avec effets fixes d'industrie)		MCO (avec effets fixes de période, avec effets fixes d'industrie)		SUR (avec effets fixes de période, avec effets fixes d'industrie)	
		Coeff.	*Stat. t*	*Coeff.*	*Stat. t*	*Coeff.*	*Stat. t*	*Coeff.*	*Stat. t*	*Coeff.*	*Stat. t*	*Coeff.*	*Stat. t*
87	Industries des produits chimiques d'usage industriel n.c.a.	0,94	-2,68	0,93	62,25	0,93	124,66	0,62	-5,58	0,62	13,46	0,62	43,38
88	Industries des produits chimiques n.c.a.	1,05	-1,71	1,03	57,50	1,02	95,73	0,34	-6,06	0,33	4,87	0,33	28,54
89	Industrie des matières plastiques et des résines	0,87	-3,84	0,88	44,07	0,87	107,32	0,21	-4,87	0,38	3,93	0,39	20,62
90	Industrie des produits pharmaceutiques et des médicaments	0,91	-2,28	0,91	40,20	0,91	168,22	0,7	-2,43	0,66	10,33	0,66	71,38
91	Industrie des peintures et vernis	1,11	4,98	1,11	69,32	1,10	192,36	1,71	3,12	1,80	13,75	1,79	42,77
92	Industrie des savons et composés pour le nettoyage	0,90	-3,52	0,89	54,22	0,89	160,64	0,03	-1,73	0,12	0,42	0,12	2,83
93	Industrie des produits de toilette	0,94	-1,49	0,94	44,45	0,93	109,63	0,58	-3,82	0,56	9,58	0,56	31,2
94	Industrie des carreaux, dalles, linoléums et tissus enduits	1,18	4,91	1,16	51,75	1,15	125,28	0,28	-4,10	0,34	4,20	0,34	28,45
95	Industrie de la bijouterie et de l'orfèvrerie	1,21	2,74	1,22	32,44	1,22	87,92	2,16	3,77	2,10	13,43	2,08	72,6
96	Industrie des articles de sport et des jouets	1,06	-1,32	1,05	39,40	1,04	124,52	0,85	-0,83	0,85	9,60	0,85	47,87
97	Industrie des enseignes et étalages	0,93	-2,61	0,93	51,62	0,92	102,73	0,51	-6,15	0,46	8,47	0,45	14,68

Figure B1. MCOEM (avec effets fixes d'industrie, mais sans effets fixes de période) c. MCO (avec effets fixes d'industrie, mais sans effets fixes de période)

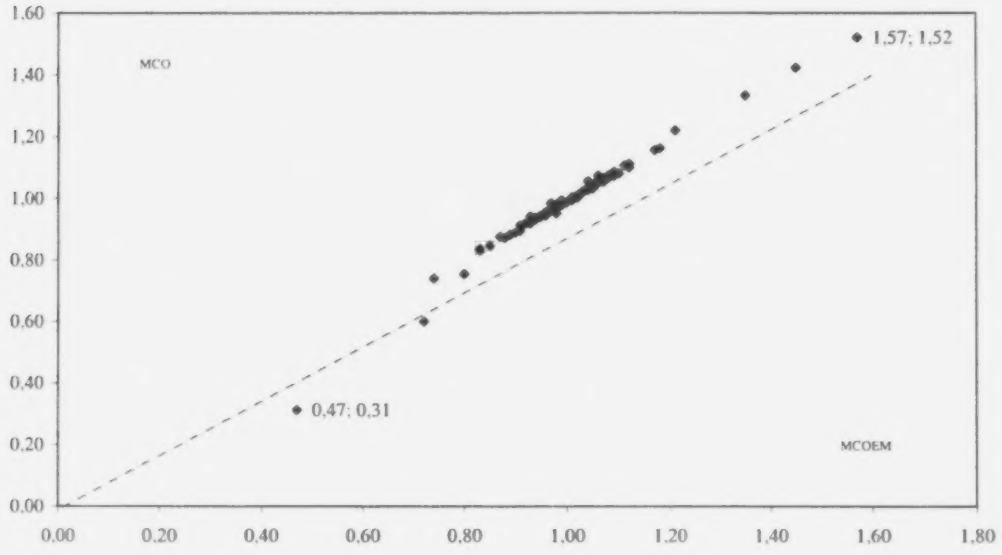


Figure B2. MCOEM (avec effets fixes d'industrie, mais sans effets fixes de période) c. SUR (avec effets fixes d'industrie)

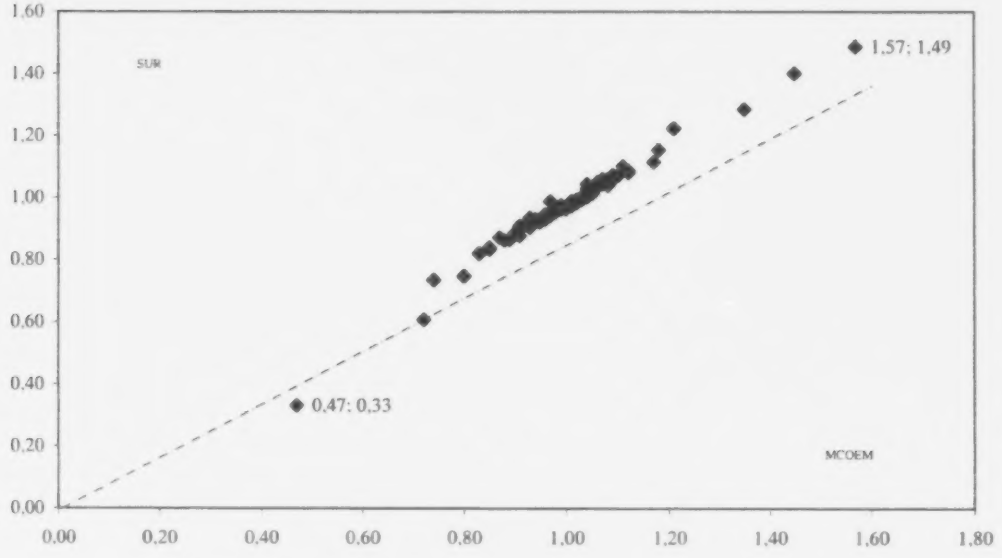


Figure B3. MCOEM c. MCO (avec effets fixes d'industrie et de période)

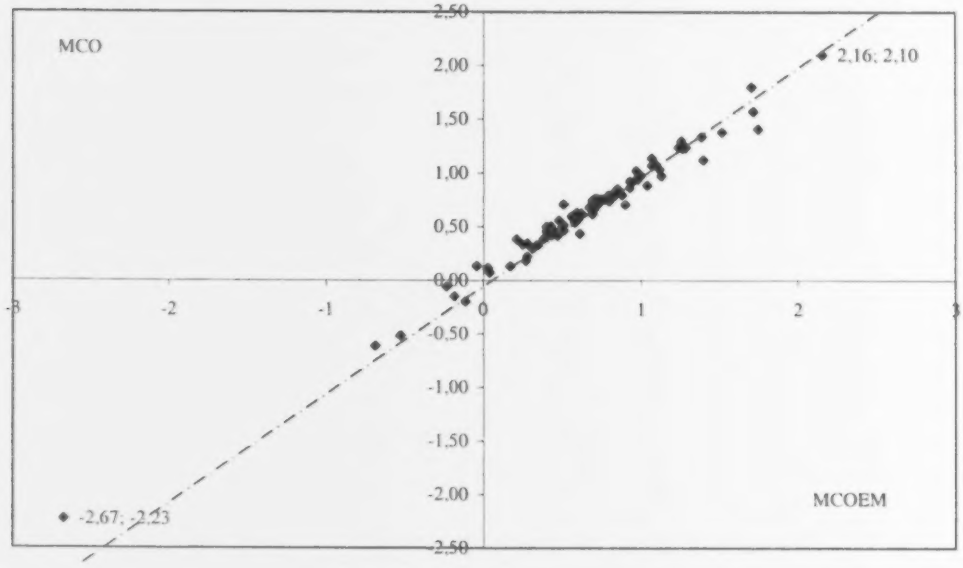
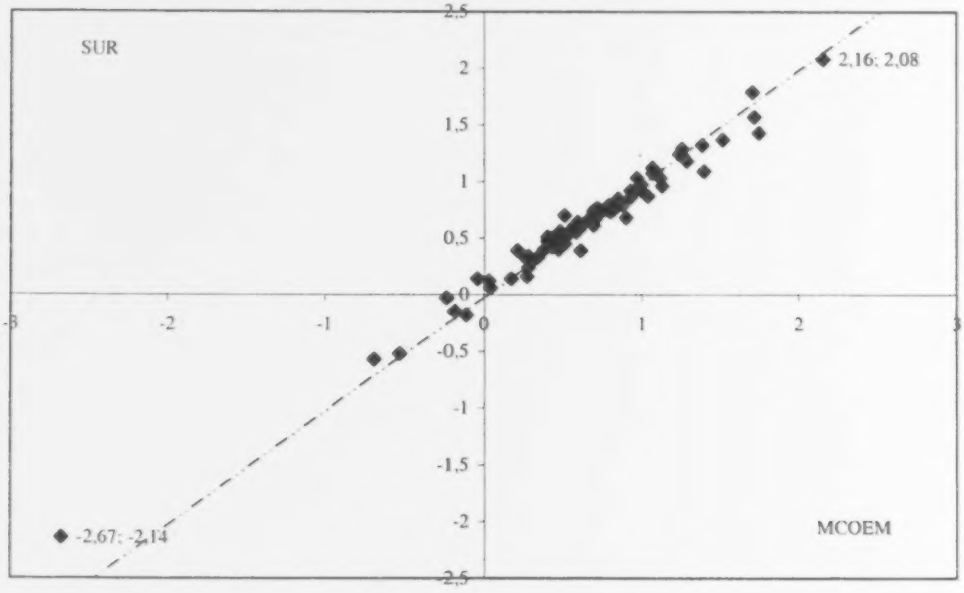


Figure B4. MCOEM (avec effets fixes d'industrie et de période) c. SUR (avec effets fixes d'industrie et de période)



Bibliographie

Canzoneri, M.B., R.E. Cumby et B. Diba. 1999. "Relative labor productivity and the real exchange rate in the long run: evidence for a panel of OECD countries." *Journal of International Economics*, 47: 245-266.

Froot, K.A. et K. Rogoff. 1995. "Perspectives on PPP and long-run real exchange rates." Dans G.M. Grossman et K. Rogoff (dir.). *Handbook of International Economics*, Vol 3. North-Holland: Amsterdam, 1647-1688.

Giovannini, A. 1988. "Exchange rates and traded goods prices." *Journal of International Economics*, 24(1/2): 45-68.

Goldberg, P.K. et M.M. Knetter. 1997. "Goods prices and exchange rates: what have we learned?" *Journal of Economic Literature*, XXXV: 1243-1272.

Grubel, H.G. et P.J. Lloyd. 1975. *Intra-industry trade: the theory and measurement of international trade in differentiated products*. New York: Wiley.

Im, K.S., M.H. Pesaran et Y. Shin. 1997. *Testing for unit roots in heterogeneous panels*. Department of applied economics, University of Cambridge

Isard, P. 1977. "How far can we push the law of one price?" *American Economic Review*, 67(5): 942-948.

Levin, A. et C.F. Lin. 1993. *Unit root tests in panel data: new results*. San Diego: University of California, Discussion Paper 93-56.

Maddala, G.S. et S. Wu. 1999. "A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61: 631-652.

O'Connell, P.G. 1998. "The overvaluation of purchasing power parity." *Journal of International Economics*, 44: 1-19.

Park, J.Y. et P.C.B. Phillips. 1988. "Statistical inference in regressions with integrated processes: Part I." *Econometric Theory*, 4: 468-497.

Pedroni, P. 1995. *Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests, with an application to the PPP hypothesis*. Indiana University working papers in Economics, No. 95-013.

Pedroni, P. 1996. *Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels and the case of purchasing power parity*. Indiana University working papers in Economics, No. 96-020.

Pedroni, P. 1997. *Panel co-integration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis: new results*. Indiana University Working Paper.

Pedroni, P. 1999. "Critical values for co-integration tests in heterogeneous panels with multiple regressors." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue, 653-669.

Pedroni, P. 2000. "Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels." *Advances in Econometrics*, 15: 93-130.

Pedroni, P. 2001. *Panel co-integration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis*. Indiana University Working Paper.

Phillips, P.C.B. et S.N. Durlauf. 1986. "Multiple time series regression with integrated processes." *Review of Economic Studies*, 53: 473-495.

Phillips, P.C.B. et B. Hansen. 1990. "Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes." *Review of Economic Studies*, 57: 99-125.

Richardson, D.J. 1978. "Some empirical evidence on commodity arbitrage and the law of one price." *Journal of International Economics*, 8(2): 341-351.

Rogers, J.H. et M.A. Jenkins. 1995. "Haircuts or hysteresis? Sources of movements in real exchange rates." *Journal of International Economics*, 38 (3/4): 339-360.

Rogoff, K. 1996. "The purchasing power parity puzzle." *Journal of Economic Literature*, 34: 647-668.

Wei, S.J. et D.C. Parsley. 1995. *Purchasing power disparity during the floating rate period: exchange rate volatility, trade barriers, and other culprits*. Document de travail NBER 5032.

Yan, B.L. 2002. *Parité de pouvoir d'achat : Le cas du Canada et des États-Unis*. Série de documents de recherche sur l'analyse économique 11F0027MIF2002002. Direction des études analytiques. Ottawa : Statistique Canada.

ANALYSE ÉCONOMIQUE
DOCUMENTS DE RECHERCHE

No.001 *Une comparaison de la croissance économique au Canada et aux États-Unis à l'âge de l'information 1981-2000 : L'importance de l'investissement dans les technologies de l'information et des communications,* ***Philip Armstrong, Tarek M. Harchaoui, Chris Jackson et Faouzi Tarkhani (1 mars 2002)***

No.002 *Parité de pouvoir d'achat : Le cas du Canada et des États-Unis,* ***Beiling Yan (mai 2002)***

No.003 *L'importance accrue des producteurs plus petits dans le secteur de la fabrication : Comparison Canada/Etats-Unis,* ***John Baldwin, Ron S. Jarmin et Jianmin Tang (mai 2002)***

No.004 *Statistiques sur le commerce des sociétés affiliées à l'étranger – 1999 : La livraison des biens et des services sur les marchés internationaux,* ***Colleen Cardillo (avril 2002)***

No.005 *Volatilité de l'emploi au niveau régional dans le secteur canadien de la fabrication : Les effets de la spécialisation et du commerce,* ***John Baldwin, W.Mark Brown (11 avril 2003)***

No.006 *Antécédents de croissance, degré de concentration des connaissances et structure financière des petites entreprises,* ***Guy Gellatly, S.Thornhill, A.Riding (06 août 2003)***

No.007 *Prise en compte des émissions de gaz à effet de serre dans le cadre conventionnel d'estimation de la productivité,* ***Tarek M. Harchaoui, Dmitry Kabrelyan, Rob Smith (le 1 novembre 2002)***

No.008 *Vaincre les distances, vaincre les frontières : comparaison des échanges régionaux en Amérique du Nord,* ***W.Mark Brown (16 avril 2003)***

No.009 *L'impact des émissions de gaz à effet de serre sur la croissance de la productivité au Canada, 1981-1996 : une approche expérimentale,* ***Tarek M. Harchaoui et Pierre Lasserre (le 1 novembre 2002)***

No.010 *Une approche frontière de la productivité multifactorielle au Canada et aux Etats-Unis,* ***Kais Dachraoui, Tarek M. Harchaoui (le 3 avril 2003)***

No.011 *Participation aux marchés d'exportation et productivité du secteur canadien de la fabrication,* ***John R.Baldwin, Wulong Gu (le 13 août)***

No.012 *Effet de l'utilisation des technologies de pointe sur le rendement des entreprises du secteur canadien de la transformation des aliments,* ***John R.Baldwin, David Sabourin et David Smith (le 3 juin 2003)***

No.013 *Statistiques sur le commerce des sociétés affiliées à l'étranger – Opération canadiennes à l'étranger 1999 à 2001,* ***Division de la balance des paiements, par Michael Marth (mai 2003)***

No.014 *Effect de la réduction des tarifs sur la taille et sur le roulement des entreprises dans le secteur canadien de la fabrication,* ***Wulong Gu, G.Sawchuk, L.Whewell (le 19 août)***

No.015 *Les sources de la croissance des émissions de CO2 du secteur canadien des entreprises, 1990 à 1996,* ***par Kaïs Dachraoui, Gerry Gravel, Tarek M. Harchaoui et Joe St. Lawrence (septembre 2003)***

No.016 *Répercussions du travail autonome sur la croissance de la productivité du travail: Comparison Canada-États-Unis,* ***John R. Baldwin, James Chowhan (le 21 août 2003)***

No.017 *Le capital public et sa contribution à la productivité du secteur des entreprises du Canada,* ***Tarek M. Harchaoui et Faouzi Tarkhani (le 12 novembre 2003)***

No.018 *Prospérité et productivité : Une comparaison Canada-Australie,* ***Tarek M. Harchaoui, Jimmy Jean et Faouzi Tarkhani (le 09 décembre 2003)***

No.019 *Exode, rationalisation ou concentration? Analyse des sièges sociaux au Canada, 1999 à 2002,* ***John Baldwin, Desmond Beckstead et Mark Brown (le 08 décembre 2003)***

No.020 *Effet de l'évolution de l'utilisation des technologies sur le rendement des établissements dans le secteur de la fabrication au Canada,* ***John Baldwin et David Sabourin (27 juillet 2004)***

No.021 *Concurrence industrielle, évolution des parts de marché et croissance de la productivité,* ***John Baldwin et Wulong Gu (22 juillet 2004)***

No.022 *Innovation, survie et rendement des établissements canadiens de fabrication,* ***John Baldwin et Wulong Gu (Septembre 2004)***

No.023 *Renouvellement de l'économie manufacturière au Canada : Une comparaison régionale, 1973 à 1996,* ***W.Mark Brown (21 octobre 2004)***

No.024 *Rattrapage et perte de terrain : la performance provinciale du PIB par habitant entre 1990 et 2003,* ***John R. Baldwin, Mark Brown, Jean-Pierre Maynard, Danielle Zietsma (9 novembre 2004)***

No.025 *Qu'est-il advenu de la croissance économique et de la productivité au Canada et aux États-Unis à l'ère de l'information?* ***Tarek M. Harchaoui et Faouzi Tarkhani (23 novembre 2004)***

No.026 *Utilisation de l'eau, prix fictifs et productivité du secteur canadien des entreprises,* ***Kaïs Dachraoui et Tarek M. Harchaoui (1 décembre 2004)***

No.027 *Libéralisation des échanges : participation aux marchés d'exportation, croissance de la productivité et innovation,* ***John Baldwin et Wulong Gu (14 décembre 2004)***

No.028 *Comparaison des niveaux de productivité au Canada et aux États-Unis : étude de certains aspects de la mesure,* ***John R. Baldwin, Jean-Pierre Maynard, Marc Tanguay, Fanny Wong et Beiling Yan (20 janvier 2005)***

No.029 *Intégration et cointégration : les prix dans les secteurs canadien et américain de la fabrication obéissent-ils à la « loi du prix unique »?* ***André Bernard, Paul Warren et Beiling Yan (15 février 2005)***